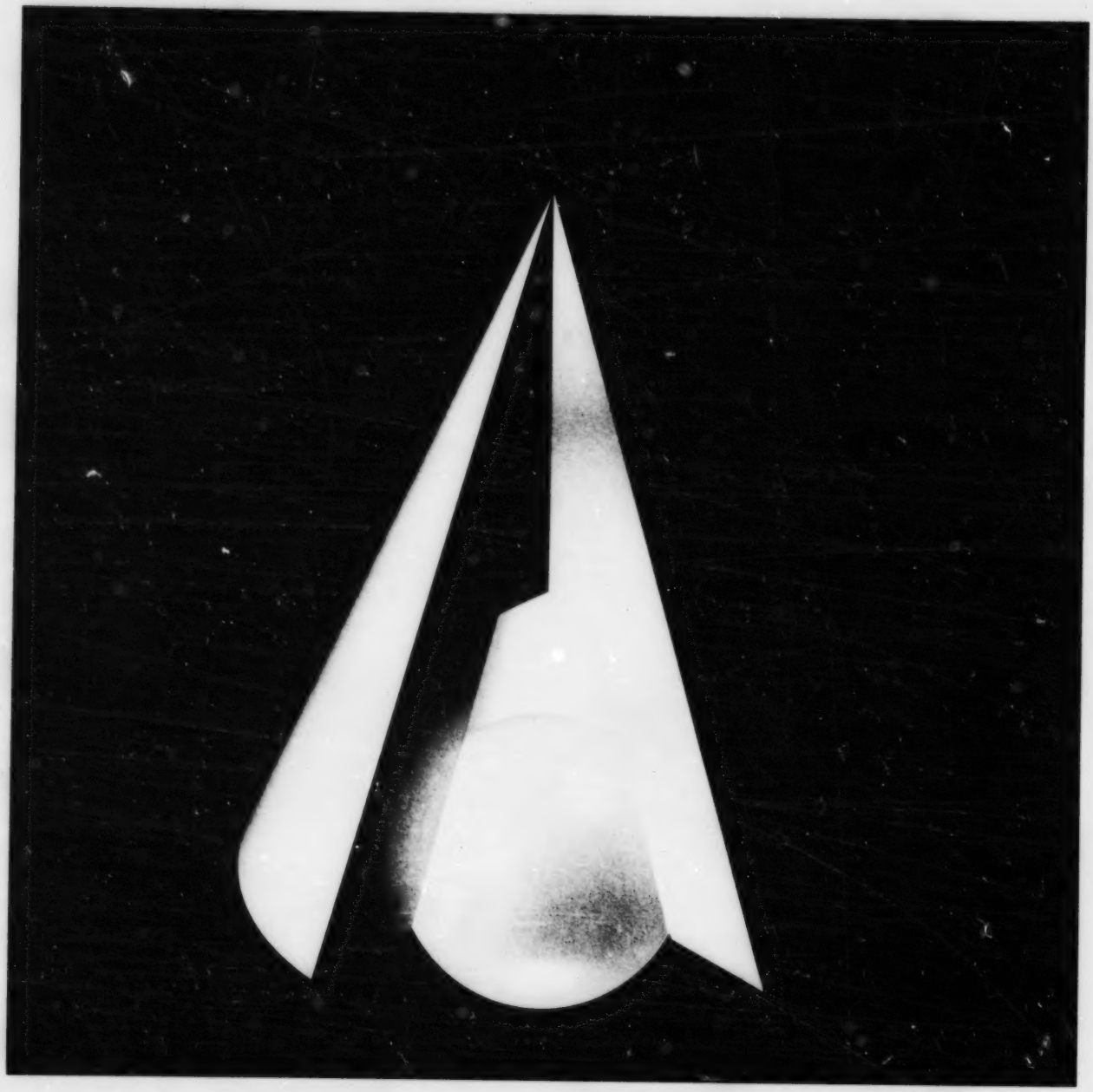
Documents de recherche

Direction des études analytiques

Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents

par Philip Oreopoulos

No. 185



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On incite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques ou suggestions. Une liste des titres figure à l'arrière de ce document.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Vous pouvez vous procurer une copie du document par internet: ***www.statcan.ca***.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
24^{e} étage, Immeuble R.-H. Coats
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
(613) 951-6325

102-05874/

Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents

par

Philip Oreopoulos

Department of Economics, University of California at Berkeley
et Études de la Famille et du Marché du travail, Statistique Canada

N° 185

11F0019 N° 185
ISSN:1205-9161
ISBN: 0-662-86386-0

24ième étage, Immeuble R.H.Coats
Ottawa, K1A 0T6
Statistique Canada (613) 951-9047
Télécopieur (613) 951-5403

03 juin 2002

Je remercie Alan Auerbach, David Card, David Levine, John Quigley et Steve Raphael de m'avoir guidé et conseillé et Miles Corak et Sophie Lefebvre de m'avoir aidé et appuyé dans l'exploitation des données disponibles. Frances Beard et Barbara Watson, de la Société de logement de la communauté urbaine de Toronto, Brent Donnelly et Ryner Soegtrop, de Cityhome, et Monique Volpe, de la Société de logement de l'Ontario, m'ont tous apporté leur aide au moment de dresser la liste des ensembles de logements subventionnés à Toronto. J'ai rédigé la présente étude pendant que je faisais partie du Groupe des études de la famille et du marché du travail de Statistique Canada. J'ai vivement apprécié les fonds supplémentaires versés par le Burch Center for Tax Policy. Je suis seul responsable de la teneur de ce document, qui n'engage donc nullement la responsabilité de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

I. Introduction *1*

II. Pourquoi les quartiers importeraient-ils (et pourquoi n'importeraient-ils pas)? *2*

III. Méthodologie *4*

IV. Logement subventionné à Toronto, différences entre ensembles et procédure de demande *7*

V. Données *10*

VI. Résultats *13*

VII. Examen *23*

Annexe A : Estimation des corrélations entre frères et entre voisins *51*

Annexe B : Particularités des données *53*

Bibliographie *55*

Résumé

Mon propos sera d'examiner si les résultats obtenus à long terme sur le marché du travail dépendent du milieu d'habitation des adultes qui ont grandi dans des logements subventionnés à Toronto. Le programme torontois de logement offre tout l'éventail de qualité des quartiers pour une mesure des différences de résultats. Il nous donne un exemple bien concret de réforme possible à grande échelle de la qualité des quartiers. Un grand avantage avec une telle optique est que, si on participe à un programme de logement public, on est grandement restreint dans le choix d'un logement. Les familles qui ont demandé un logement public ne pouvaient indiquer dans quel ensemble elles auraient désiré habiter et devaient se limiter à ce qui était disponible au moment de leur demande selon le nombre de leurs membres. Contrairement à ce qui s'est fait dans les études antérieures de mobilité dans le domaine de l'habitation, nous nous reportons aux dossiers administratifs disponibles du fisc pour mesurer les résultats à court terme comme à long terme. Nos résultats ne font voir presque aucune différence d'instruction, de gains à l'âge adulte, de revenu et de participation au régime d'aide sociale entre les enfants qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents. Pour les résultats moyens, les répartitions salariales estimatives et les corrélations de résultats entre voisins non apparentés dans des ensembles, on ne peut discerner d'effet appréciable de quartier. En revanche, les différences de famille semblent beaucoup importer.

Mots clés : quartiers, logement public, mobilité internationale

Classification JEL : H00, I30, O18

I. Introduction

L'importante ségrégation de revenu que constatent Wilson (1987), Jargowsky (1997) et Myles et coll. (2000) dans les métropoles implique que bien des jeunes grandissent entourés de ménages très fortunés et d'autres, dans des secteurs où presque tous les ménages voisins sont pauvres. Les divisions de revenu comme de race ont fait se demander à nombre de spécialistes des sciences sociales si les résultats socio-économiques des occupants d'un ensemble différeraient si ceux-ci avaient habité ailleurs. Pourtant, l'estimation de l'importance du quartier s'est révélée ardue. Dans le cas des ménages sur le marché privé, la possibilité de se réinstaller rend difficile toute prise en compte exhaustive des antécédents familiaux et des autres caractéristiques individuelles. Ainsi, si dans des enquêtes on constate que quelques ménages à faible revenu habitent dans des quartiers de la classe moyenne (ou vice versa), on pourrait s'attendre à ce qu'il s'agisse de ménages à faible revenu atypiques.

Un grand avantage de l'analyse de l'interaction de quartier dans le contexte du logement public est que la participation à un programme de logement public vient restreindre le choix d'une habitation. Dans trois études antérieures, on s'est reporté à des programmes de logement subventionné pour examiner les effets de quartier aux États-Unis. Le programme Gatreaux bien connu aide les ménages noirs qui habitent dans des ensembles de logements publics de grande densité à Chicago à se réinstaller dans des quartiers moins ségrégatifs. Rosenbaum et coll. (1999), Rosenbaum (1995) et Popkin et coll. (1993) débattent la question de savoir si l'aide que recevaient des ménages pour déménager en banlieue ou en noyau urbain était apportée au hasard[1]. Ils ont constaté que les résultats étaient bien meilleurs pour les parents et les enfants qui se réinstallaient dans des banlieues moins ségrégatives. Les premiers résultats du programme « Moving to Opportunity » (MTO) font également voir que la qualité de vie s'améliore si on déménage dans un quartier riche (Katz et coll. 2001; Ludwig et coll. 2001). À comparer aux familles qui sont restées dans des ensembles de grande densité, les familles choisies au hasard qui se sont réinstallées dans des quartiers riches ont vu s'accroître leur satisfaction générale à l'égard de l'habitation et décroître les risques de criminalité et de morbidité. Les premiers effets de ce « traitement » sur tout ce qui est emploi et participation au régime d'aide sociale sont positifs, mais bien plus ténus que ceux qu'on a relevés dans les études du programme Gatreaux.

Dans une autre étude, Jacob (2000) s'attache à une expérience moins extrême où des familles de Chicago habitant des ensembles résidentiels en voie de fermeture se sont vu offrir des bons de réinstallation. L'auteur ne constate aucune différence de résultats scolaires (aux examens) et de taux de décrochage entre les enfants touchés par des fermetures d'ensembles de logements publics et les enfants d'autres ensembles.

Notre étude est la première à cerner les effets de quartier à long terme pour le programme de logement subventionné de Toronto. Il y a maints avantages à étudier les interactions de quartier dans le cadre de ce programme. Premièrement, comme dans les études antérieurement consacrées au domaine du logement public, le choix d'une habitation était restreint. Les familles qui demandaient un logement public dans cette ville ne pouvaient indiquer un ensemble où elles auraient désiré habiter et devaient se limiter à ce qui était disponible au moment de leur demande selon le nombre de leurs membres. Les circonstances des familles qui déménageaient dans de petits ensembles de banlieue ressemblaient fort à celles des familles qui se retrouvaient dans de grands ensembles du noyau urbain. Deuxièmement, contrairement aux études

[1] À l'aide des données des fichiers originaux (sur papier) du programme Gatreaux, Votruba et Kling (1999) ont constaté que les sélections de placement n'étaient pas entièrement aléatoires. Ils ont relevé des différences antérieures au programme de composition raciale du quartier d'accueil, de propriété d'une automobile et de structure familiale. Comme ces facteurs généraux n'ont pas été pris en compte, on peut voir pourquoi une expérience plus contrôlée dégage des résultats plus faibles dans le cas du programme « Moving to Opportunity ».

antérieures, la présente étude porte sur la diversité des ensembles résidentiels du territoire torontois, d'où la possibilité de caractériser la qualité de quartier selon un grand nombre de catégories définitoires: certains ensembles résidentiels sont uniquement formés de tours d'habitation et d'autres, de maisons en rangée; certains abritent plus d'un millier de familles à faible revenu et d'autres, moins de 50 ménages; certains se situent au centre-ville et d'autres, dans les banlieues de la classe moyenne. Les différences de qualité de quartier ne tiennent pas à ce que le groupe de « traitement » se réinstalle dans un meilleur quartier. Dans le programme MTO et l'étude de Jacob, les familles étudiées étaient généralement appelées à déménager, alors que les familles du groupe témoin restaient là où elles habitaient. Il pourrait être difficile de distinguer l'incidence de la réinstallation des familles du groupe étudié de l'incidence indépendante du nouveau quartier. Troisièmement, les données du recensement et les données administratives longitudinales exploitées aux fins du présent document nous offrent une rare occasion d'examiner les effets à court terme et à long terme des différences de quartier sur le marché du travail, une décennie ou plus après la participation à un programme de logement public.

Malgré la qualité très contrastée des quartiers selon les divers ensembles de logements publics, notre principale constatation est que la qualité de quartier n'influe pas outre mesure sur les perspectives de réussite d'un jeune sur le marché du travail. On peut estimer — sans trop se tromper — à près de zéro les différences moyennes d'instruction, de gains, de revenu et de participation au régime d'aide sociale entre les enfants ayant grandi dans des ensembles de logements publics différents. De même, les estimations de gains et de répartition salariale des jeunes sont presque identiques pour les grands et les petits ensembles. Nous examinons non seulement les différences de moyennes et de répartition salariale, mais comparons aussi les corrélations entre frères aux corrélations entre voisins non apparentés. Cette méthode mise au point par Solon et coll. (2000) rend compte des valeurs inobservées de qualité de quartier et livre une mesure globale des effets de quartier par rapport aux effets de famille. Cette méthode de corrélation dégage aussi un effet de quartier presque nul sur les gains et le revenu, alors que le facteur des antécédents familiaux est responsable d'environ 30 % de la variance totale d'échantillon. Les seuls résultats que l'on juge en corrélation avec la qualité de quartier sont les cas de criminalité dans les ménages. Les cas de sécurité signalés d'agression sexuelle, de voies de fait causant des lésions corporelles et de drogue étaient de deux à cinq fois plus probables dans les grands ensembles du noyau urbain que dans les petits ensembles des quartiers de la classe moyenne.

La section qui suit portera sur les raisons théoriques pour lesquelles les interactions sociales sont susceptibles d'influer sur les résultats, ainsi que sur la façon dont les théories en question s'appliquent aux conséquences d'un séjour dans des quartiers différents. À la section trois, nous décrirons les deux voies empiriques d'investigation retenues. À la section quatre, nous présenterons les données et, à la section cinq, nous exposerons le programme de logement subventionné de Toronto et la variation de qualité de quartier selon les ensembles résidentiels. Nous livrerons les résultats de l'exercice à la section six et nos conclusions à la section sept.

II. Pourquoi les quartiers importeraient-ils (et pourquoi n'importeraient-ils pas)?

On a avancé plusieurs théories pour expliquer l'importance éventuelle du milieu d'habitation[2]. Le tableau 1 résume quatre grandes hypothèses. Premièrement, l'explication qui parle le plus à l'intuition est peut-être que les quartiers influent sur les résultats par des effets de groupe de pairs ou de modèle de comportement. Dans les études psychologiques, les indications abondent au sujet de l'importance de ces effets (Brown 1990;

[2] Voir Jencks et Mayer (1990), Duncan et Raudenbush (1998), Moffitt (2001) et surtout Dietz (2000) et Brock et Durlauf (2000) pour des recensions complètes des études spécialisées.

Brown et coll. 1986). Selon les tenants de cette théorie, l'individu prend des décisions non seulement en fonction de ses propres préférences, mais aussi en considérant si ses choix s'écarteraient des choix d'autrui dans son groupe de référence (Akerlof et Kranton 2000). Deuxièmement, le réseau social de l'individu peut constituer une ressource importante. Les contacts personnels peuvent accroître ses chances de trouver du travail, d'obtenir des « conseils parentaux » ou encore un emprunt à titre provisoire. Ainsi, Granovetter (1995) est parvenu à la conclusion que les gens trouvent souvent à s'employer en exploitant des contacts bien antérieurs à la période de recherche d'emploi. Troisièmement, des biens publics locaux comme les écoles, les bibliothèques et les services de maintien de l'ordre sont limités par les ressources qui sont effectivement à la disposition de la population d'un quartier. Un financement insuffisant des écoles locales peut, par exemple, rendre un quartier pauvre encore moins capable d'embaucher des enseignants d'exception. Une dernière voie par laquelle les quartiers peuvent jouer un rôle est celle du conformisme. Contrairement à ce qui se passe pour les effets de groupe de pairs, les modèles de conformisme supposent habituellement que l'individu imite servilement le comportement de ses voisins, parce qu'il ne dispose pas de renseignements suffisants pour faire ses propres choix (Bikhchandani et coll. 1992; Bernheim 1994).

La plupart d'entre nous savent instinctivement que les décisions en matière d'éducation, de consommation de drogue ou de carrière sont souvent influencées par le milieu, et non par la seule famille. L'interaction sociale ne s'opère pas en tout isolement du milieu. Pour que l'interaction sociale importe au niveau du quartier, les contacts personnels doivent dépendre du lieu d'habitation et les rapports entre voisins doivent jouer suffisamment comme facteur pour que les décisions de l'individu s'en trouvent influencées. Pour clarifier ces points, considérons un simple modèle d'interaction sociale par les effets de modèle de comportement[3] Supposons qu'il existe I jeunes gens, chacun avec son père ou sa mère, et qu'ils doivent décider de s'inscrire ou non aux études supérieures. La décision d'éducation $D_i \in \{0,1\}$ maximise la fonction de rétribution V :

$$(1) \qquad V = V(D_i, X_i, Z_{-i}, \varepsilon_i)$$
$$Y_i = f(V)$$

Supposons en outre que la décision d'éducation influe sur une autre variable de résultats Y_i (celle du revenu permanent, par exemple). La fonction de rétribution V est déterminée à la fois par les caractéristiques générales du père ou de la mère du jeune X_i et par les modèles de comportement, c'est-à-dire par les caractéristiques générales des parents des autres jeunes $Z_{-i} = (X_1,...,X_{i-1},X_i,...X_I)$. Le terme ε_i représente les préférences de i qui sont indépendantes des préférences d'autrui.

Pour notre propos, supposons que Y_i puisse s'exprimer sous la forme réduite suivante :

$$(2) \qquad Y_i = \gamma X_i + \sum_{j \neq i} \delta_{j,i} z_j + \varepsilon_i .$$

z_j sont les effets fixes de modèle de comportement du père ou de la mère de l'individu j ; γ est un vecteur qui appréhende les effets de famille sur Y_i et $\delta_{j,i}$ pondère l'effet d'interaction du père ou de la mère de l'individu j sur l'individu i.

[3] Il est bon de préférer la théorie d'interaction sociale des modèles de comportement aux autres hypothèses, car on facilite ainsi l'examen des estimations d'effet de quartier. Comme nous l'avons mentionné, l'effet de modèle de comportement n'est pas le seul canal par lequel les quartiers sont susceptibles d'agir sur les choix individuels.

L'effet particulier de quartier sur i $\sum_{j \neq i, j \in n} \delta_{j,i} z_j$ est l'effet fixe global de tous les modèles de comportement qu'offre la population du quartier n de i. Il convient de noter que l'effet peut être différent pour d'autres jeunes du même quartier, car les modèles de comportement n'agissent pas nécessairement de la même manière sur tous les jeunes du quartier.

Supposons qu'il y a deux quartiers, g et b. Nous nous intéressons ici à la différence à prévoir entre les effets des deux quartiers. La différence appelée η peut ainsi s'exprimer :

$$(3) \qquad \eta = \frac{1}{I_g} \sum_{i \in g} \sum_{j \neq i, j \in g} \delta_{j,i} z_j - \frac{1}{I_b} \sum_{i \in b} \sum_{j \neq i, j \in b} \delta_{j,i} z_j$$

où I_n est le nombre de jeunes dans le quartier n.

La grandeur de η dépend de nombreux facteurs. Pour que η soit élevé, les $\delta_{j,i}$ doivent l'être et aussi être d'une variation significative entre ces deux quartiers. Si quelques jeunes subissent fortement l'influence de leur milieu d'habitation contrairement à la majorité, la différence à prévoir à l'équation (3) pourrait demeurer légère. La définition des quartiers importe elle aussi. Si on considère les effets de quartier au niveau d'un district scolaire, on risque de ne pas appréhender les effets de modèle de comportement qui se présentent à des exercices de hockey tenus pendant le week-end, par exemple. Enfin, la grandeur de η dépend du degré de variation entre quartiers des caractéristiques attendues des modèles de comportement. Pour notre propos, cette variation selon les quartiers tiendra aux jeunes qui habitent dans des ensembles de logements publics d'une taille différente et aux caractéristiques des ménages du voisinage.

III. Méthodologie

J'emploie deux stratégies pour estimer si la qualité de quartier influe sur les résultats des jeunes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics. D'abord, je répartis ces ensembles en groupes de qualité de quartier, puis je compare les résultats moyens entre les groupes qui sont respectivement à haut et à bas revenu. Dans une seconde stratégie où la qualité de quartier n'est pas définie, j'estime la corrélation entre voisins non apparentés d'un ensemble et compare cette corrélation de la corrélation entre frères. Avec ces estimations, je mesure la partie de la variance totale de résultats qui s'explique par des différences de qualité d'ensemble par rapport à la partie qui s'explique par des différences de famille. J'expose ci-après l'une et l'autre de ces stratégies.

A. Différences de moyennes

Prenons le modèle décrit à la dernière section et supposons qu'il existe deux types d'ensembles, g et b. Y_{ip} est alors une variable de résultats (variable des gains permanents, par exemple) pour l'individu i de l'ensemble p. Cette variable est déterminée par l'équation suivante :

$$(4) \qquad Y_{ip} = \gamma X_{ip} + \eta z_p + \varepsilon_{ip}$$

où X_{ip} est un vecteur de toutes les caractéristiques familiales qui influent sur les gains, z_p est l'effet fixe de l'ensemble p et ε_{ip} des facteurs individuels non liés qui sont orthogonaux par rapport aux caractéristiques tant des familles que des quartiers. La différence de revenu moyen entre les ensembles g et p est alors la suivante :

$$(5) \qquad \overline{Y}_g - \overline{Y}_p = \alpha(\overline{X}_g - \overline{X}_p) + \eta(z_g - z_p),$$

où $\overline{Y}_p$ est la moyenne de la variable de résultats pour l'ensemble p. Nous nous intéressons ici à la différence de résultats moyens qui est attribuable à la variation entre les caractéristiques des ensembles, $\eta(z_g - z_p)$. En attribution aléatoire, $\overline{X}_g = \overline{X}_p$. On peut directement estimer à partir de la différence de résultats moyens l'incidence d'un séjour dans l'ensemble g par rapport à celle d'un séjour dans l'ensemble p. S'il n'y a pas attribution aléatoire, la comparaison est biaisée et dégage un effet plus important pour l'ensemble où s'assemblent des familles qui tendent à exercer une plus grande influence positive. Un des grands obstacles auxquels se heurtent les chercheurs qui font des études d'effet de quartier est qu'ils doivent tenir compte de la possibilité que leurs estimations soient entachées d'un biais à cause de différences inobservables de caractéristiques des familles entre quartiers. À la prochaine section, je traiterai de cette question en montrant comment l'attribution d'ensembles aux familles en attente de logement subventionné est surtout fondée sur la disponibilité et la composition des ménages. En procédant ainsi, on fait bien plus en sorte que les circonstances des familles qui habitent un ensemble soient semblables[4].

B. Corrélations entre frères et entre voisins

Un inconvénient avec la méthodologie que nous avons décrite est qu'il faut caractériser la qualité de quartier pour établir des catégories et comparer les différences de moyennes entre les types de quartiers. Il reste que les ensembles de logements publics diffèrent sous maints aspects observables et inobservables et que, en condensant ces aspects dans deux ou trois catégories, on risque de ne pas appréhender d'autres effets significatifs. Je suis en cela une méthode conçue par Solon, Page et Duncan (2000) où on évite de définir la qualité de quartier et compare plutôt les corrélations entre frères aux corrélations entre voisins.
Si Y_{sfp} est une variable de résultats pour le frère s de la famille f de l'ensemble p, on peut réindexer l'équation (4) pour obtenir ce qui suit :

$$(6) \qquad Y_{sfp} = \gamma X_{sfp} + \eta z_p + \varepsilon_{sfp}.$$

L'expression comprend toutes les caractéristiques utiles de la famille et de l'ensemble, même celles qui sont inobservables pour le chercheur. La variance de population de Y_{sfp} peut ainsi se décomposer :

$$(7) \qquad Var(Y_{sfp}) = Var(\gamma X_{sfp}) + Var(\eta z_p) + 2Cov(\gamma X_{sfp}, \eta z_p) + Var(\varepsilon_{sfp}).$$

[4] Une attribution aléatoire ne résout pas le problème de réflexion, ce dont Mansi (1992) a été le premier à parler. Il y a problème de réflexion lorsque le groupe d'individus dont on analyse les résultats est le groupe même dont les traits généraux servent à la caractérisation de la qualité de quartier. Même là où les effets de quartier sont nuls, la corrélation sera étroite entre les résultats et la qualité de quartier. Nous évitons le problème de réflexion en posant implicitement pour hypothèse, du moins pour certains ensembles, que les autres caractéristiques des quartiers où se situent les ensembles résidentiels ont de l'importance. Nous décrivons cette variation à la section suivante. Voir Brock et Durlauf (2000) pour un traitement plus complet de la façon d'aborder ce problème.

De même, la covariance entre le frère s et le frère s' est :

(8) $$Cov(Y_{sfp}, Y_{s'fp}) = Var(\gamma X_{fp}) + Var(\eta z_p) + 2Cov(\gamma X_{fp}, \eta z_p).$$

L'équation (8) dit bien que les frères ont des résultats en corrélation, parce que les influences de la famille et de l'ensemble leur sont communes. Nous aimerions savoir dans quelle mesure la covariance des gains tient respectivement à l'influence de la famille et à celle de l'ensemble. Il est impossible de dégager séparément ces facteurs de la seule covariance entre frères. Toutefois, si on regarde la covariance entre voisins non apparentés de l'ensemble, on peut répandre un certain éclairage sur la question. Il convient de noter que le terme de covariance entre les caractéristiques de la famille et celles de l'ensemble, $Cov(\gamma X_{fp}, \eta z_p)$, est nul si les familles sont en attribution aléatoire. En revanche, si les familles qui sont le plus en difficulté sont plus susceptibles d'accepter la première offre de logement public, le terme de covariance sera positif.

Voici la covariance entre voisins non apparentés de la famille f et de la famille f' dans le même ensemble :

(9) $$Cov(Y_{sfp}, Y_{s'f'p}) = Cov(\gamma X_{fp}, \gamma X_{f'p}) + Var(\eta z_p) + 2Cov(\gamma X_{fp}, \eta z_p).$$

Le troisième terme du côté droit de l'équation (9) est probablement positif s'il y a répartition (sélective) par ensemble. Même sans répartition, la covariance entre voisins pourrait être positive du fait que les familles aux caractéristiques semblables pourraient se voir attribuer des ensembles semblables. Tel serait le cas, par exemple, si certains groupes ethniques se retrouvaient généralement dans les mêmes ensembles ou que les occupants des ensembles du centre-ville différaient habituellement des occupants des ensembles de banlieue.

Non seulement la covariance entre voisins dans Y_{sfp} nous donne une limite supérieure pour l'influence possible des caractéristiques tant observées qu'inobservées des quartiers, mais cette limite peut être rapprochée si on retranche les parties mesurables du premier terme qui traduisent la similitude des caractéristiques familiales des voisins. On peut soustraire la covariance des gains entre ensembles qui est attribuable aux parties observables des caractéristiques de famille dans γX_{fp} de la covariance globale entre voisins à l'équation (9) pour dégager une limite supérieure plus précise pour les effets d'ensemble.

Si les termes $Cov(\gamma X_{fp}, \gamma X_{f'p})$ et $2Cov(\gamma X_{fp}, \eta z_p)$ étaient proches de zéro, il serait possible d'estimer la proportion de la covariance entre frères qui tient aux caractéristiques de quartier en divisant l'équation (9) par l'équation (8). Cette mesure indique l'importance des effets des facteurs de quartier par rapport à ceux des facteurs de famille. Du point de vue de la politique publique, nous pourrions nous intéresser davantage à l'importance de l'effet d'ensemble, que l'on peut estimer en examinant la variation de gains que détermine une variation d'un écart-type de la qualité globale du quartier ou de l'ensemble. Si on estime une covariance de gains entre voisins $Var(\eta z_p)$ à q % de l'ordre de grandeur de la covariance totale des gains $Var(Y_{sfp})$, une augmentation d'un écart-type de la variable latente de la qualité globale de l'ensemble Z_p devrait accroître de $\sqrt{q}$ % d'un écart-type des gains. Si on multiplie $\sqrt{q}$ par l'erreur-type des gains, on dégage une estimation de l'incidence d'une augmentation de d'un écart-type de la qualité de l'ensemble sur la variable de résultats.

L'estimation des corrélations entre frères et entre voisins est simple, comme on l'explique à l'annexe A.

IV. Logement subventionné à Toronto, différences entre ensembles et procédure de demande

A. Contexte

Les ensembles de logements publics varient amplement sur tout le territoire torontois pour ce qui est de la taille, de la répartition géographique et des caractéristiques des alentours. Certains des ensembles les plus anciens sont nés d'un grand effort de renouveau urbain en vue de trouver des logements à des milliers de ménages à faible revenu habitant des secteurs dégradés ou surpeuplés. Aux yeux de bien des observateurs cependant, ces ensembles n'ont guère amélioré le milieu urbain et pourraient en réalité l'avoir détérioré. Les valeurs foncières dans les quartiers qui abritent ces ensembles comptent parmi les plus basses à Toronto. Ces secteurs ont des taux de criminalité parmi les plus élevés de cette métropole[5]. On a toutefois construit des ensembles de moindre taille qui étaient plus proches de la banlieue. De 1949 au milieu de la décennie 1970, c'est la Société de logement de la communauté urbaine de Toronto (SLCUT), auparavant appelée Commission de logement de la communauté urbaine de Toronto (CLCUT), qui a administré le programme de logement subventionné et s'est occupée de la construction neuve dans ce domaine. La SLCUT entretient 113 ensembles multifamiliaux[6] où habitent au total 29 173 ménages (une famille sur 20 de la région métropolitaine de Toronto). Chaque ménage participe au programme de logement subventionné et verse un loyer en fonction de son revenu. Ce loyer représente de 25 % à 30 % du revenu total du ménage[7].

En 1974, on modifiait la Loi nationale sur l'habitation pour permettre plus de construction de logements publics dans les municipalités. Les nouveaux ensembles étaient conçus pour se fondre davantage dans leur milieu d'implantation et héberger bien moins de ménages subventionnés que les ensembles du passé. Si on a voulu modifier la loi, c'est directement à cause de la forte concentration de ménages à faible revenu dans certains vieux ensembles[8]. Avant le milieu de la décennie 1980, Cityhome, organe de la municipalité, était responsible en majeure partie de la construction neuve. Cet organisme administre 97 ensembles où logent 8 966 ménages[9]. Ce ne sont pas tous les ménages des ensembles Cityhome qui sont subventionnés. Comme on désirait favoriser une plus grande diversité de revenu dans les ensembles, on a réservé de 25 % à 60 % des logements Cityhome à des locataires privés, surtout à des personnes seules à revenu moyen.

Des organismes sans but lucratif comme les coopératives procurent aussi des logements subventionnés aux familles torontoises à faible revenu. La vaste majorité des ensembles sans but lucratif ont été construits après 1990. Comme ma source principale de données porte sur un échantillon d'adolescents en logement subventionné avant 1990, j'exclus ces ensembles de mon analyse. J'ai une autre raison d'agir ainsi. Comme il y a des listes d'attente distinctes pour les ensembles sans but lucratif et que, souvent, les critères d'admission

[5] D'après la Commission de logement de la communauté urbaine de Toronto, le tiers environ de tous les homicides du territoire urbain ont eu lieu dans des logements publics, le plus souvent dans les ensembles les plus grands et les plus anciens (http://51cplc.atuc.net/Membership/mthcs.htm).

[6] Comme notre centre d'intérêt est les enfants en logement subventionné, je ne tiens compte ici ni des ensembles où habitent uniquement des personnes âgées, ni de la poignée d'ensembles exclusivement occupés par des familles autochtones ou des familles ayant des besoins spéciaux.

[7] La proportion du revenu que représente le loyer a été portée de 25 % à 30 % dans les années 1980. Les prestataires du régime d'aide sociale paient un montant fixe que déterminent tous les ans les autorités fédérales.

[8] C'est pour des raisons semblables que, dans les années 1980, les États-Unis ont modifié leur politique, cessant de fournir des logements publics pour procurer aux gens des bons de réinstallation aux fins des programmes de mobilité. Les théories de l'interaction de quartier ont pour prémisse que, si les groupes de référence ou les modèles de comportement des enfants diffèrent systématiquement selon les quartiers, les décisions de carrière et d'éducation et les autres décisions primordiales varieront également selon les milieux d'habitation (Duncan et Raudenbush (1998)).

[9] Cityhome administre également environ 225 logements unifamiliaux disséminés sur le territoire torontois, et la nature des données dont je dispose rend difficile leur repérage, aussi les ai-je exclus de mon étude.

appliqués sont différents de ceux de la SLCUT et de Cityhome, des facteurs inobservés de répartition (sélective) pour ces ensembles risquent de biaiser davantage les résultats empiriques.

B. Variation de la qualité de quartier dans le cadre du programme de logement subventionné

La figure 1 décrit la répartition géographique des 160 ensembles multifamiliaux SLCUT et Cityhome construits avant 1986[10]. Cette carte divise le territoire métropolitain de Toronto avec ses 2,4 millions d'habitants en 1996 en secteurs de recensement caractérisés par la proportion de ménages occupants dont le revenu familial est inférieur au seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada. Les ensembles en question se trouvent dans une grande diversité de quartiers en noyau urbain comme en banlieue. Les sept plus gros ensembles du noyau hébergent environ le quart de toutes les familles subventionnées et la plupart sont à peu de distance les uns des autres. Outre ces grands ensembles, on relève un nombre considérable d'ensembles plus modestes de maisons en rangée (non en hauteur). Au total, 20 % environ des ménages SLCUT et Cityhome habitent dans 72 ensembles comptant moins de 250 logements.

Les colonnes 1 et 2 du tableau 2 présentent les caractéristiques moyennes des secteurs de recensement pour ces deux groupes d'ensembles résidentiels, à savoir 7 grands ensembles du centre-ville et 42 ensembles de moins de 250 logements dans des secteurs de recensement où moins du quart des ménages ont un revenu inférieur au SFR. Nous examinerons plus loin ces deux groupes lorsque nous comparerons les résultats des jeunes ayant grandi dans des ensembles différents. Ce rapprochement fait sans doute le plus ressortir la qualité contrastée des ensembles dans le cadre de ce programme sans réduire l'échantillon à quelque chose d'inexploitable. Des ensembles de taille moindre se trouvent dans des secteurs de recensement à revenu moyen, surtout en banlieue. Le revenu médian des ménages de ces secteurs est plus du double de celui des ménages habitant les grands ensembles du centre-ville. Dans ces derniers, 49 % des ménages ont un revenu inférieur au SFR, contre 15 % seulement dans les secteurs qui abritent les ensembles de moindre taille. Dans les grands ensembles, les ménages sont plus susceptibles d'être noirs, dirigés par une femme, bénéficiaires de l'aide sociale et moins instruits que dans les petits ensembles. Presque tous les ménages des premiers sont locataires et 41 % des ménages des seconds sont propriétaires.

La variation des quartiers est sûrement moindre dans les limites du programme de logement public qu'à l'échelle du territoire urbain. Il n'y a pas d'ensembles de logements publics dans les quartiers les plus riches de Toronto. Dans les secteurs de recensement abritant de petits ensembles (voir la colonne 2), le pourcentage moyen de ménages dont le revenu est inférieur au SFR s'établit à 15,6 %. Sur l'ensemble du territoire, on constate que le ménage médian habite un secteur de recensement où 12,7 % des ménages se situent sous le seuil SFR. Ainsi, le contraste le plus vif de qualité de quartier pour le programme de logement public s'observe entre les jeunes des quartiers les plus pauvres et les jeunes des quartiers où le revenu va de modérément bas à intermédiaire. Pour ce programme, il est impossible de dégager un contraste entre les quartiers les plus riches et les quartiers les plus pauvres, mais un tel contraste n'est pas non plus très intéressant, puisqu'il est improbable que les politiques de réinstallation placent à grande échelle des familles à faible revenu dans des quartiers riches.

Les familles des plus grands ensembles de logements publics de Toronto vivent-elles dans des conditions semblables à celles des familles des ensembles correspondants des grandes villes américaines? Au tableau 2, nous examinons les caractéristiques moyennes de secteur de recensement chez les participants du programme

[10] Je considère uniquement les 27 931 logements des 105 ensembles SLCUT et les 5 232 logements des 55 ensembles Cityhome construits avant 1986, car ma principale source de données porte sur les enfants qui sont entrés en logement social avant cette période. Les 50 ensembles construits par la suite sont surtout des ensembles Cityhome. Je les inclus dans mon analyse par les données de recensement de 1996.

« Moving to Opportunity » (MTO) à Boston et à Chicago. La colonne 3 décrit les caractéristiques moyennes des occupants de grands ensembles résidentiels de Boston qui n'ont reçu aucune aide à la réinstallation. La colonne 4 indique les différences moyennes (par rapport à la colonne 3) pour les secteurs de recensement où se sont établis les participants ayant reçu des bons de réinstallation en vertu de l'article 8[11]. La colonne 5 présente les différences moyennes de caractéristiques de secteur de recensement pour les participants qui sont passés à des secteurs de recensement où moins de 10 % des ménages se situaient sous le seuil de la pauvreté selon les normes américaines (groupe expérimental). Les colonnes 6 à 8 procèdent à une comparaison semblable pour le programme MTO à Chicago. Les données relatives à Boston viennent de Katz, Kling et Liebman (2001) (tableau 4) et les données relatives à Chicago, de Rosenbaum et al. (2001) (tableau 1).

Pour ce qui est de la variation en pourcentage des caractéristiques de quartier, la variation entre les secteurs de recensement abritant des ensembles de logements publics à Toronto est au moins aussi ample que la variation entre les ménages des grands ensembles de Boston et de Chicago et les ménages qui se sont déplacés à l'aide de bons de réinstallation en vertu de l'article 8. Cette variation est à peu près la même que celle que présentent les ménages bostonnais du groupe expérimental et du groupe témoin. À Chicago, la variation entre groupe expérimental et groupe témoin est quelque peu plus grande. Ainsi, 68,5 % de moins de ménages reçoivent des prestations d'aide sociale dans les secteurs de recensement torontois abritant de petits ensembles que dans les secteurs contenant les grands ensembles de centre-ville. À Boston, la participation au régime d'aide sociale était de 44,9 % moindre dans les secteurs de réinstallation en vertu de l'article 8 que dans les secteurs du groupe témoin. Elle était également de 70,8 % moindre dans les secteurs du groupe expérimental. La différence en pourcentage entre groupe témoin et groupe expérimental pour le nombre de ménages bénéficiaires de l'aide sociale était de 82,6 % à Chicago.

Les chefs des ménages des grands ensembles de Boston et de Chicago sont plus pauvres et moins instruits. Il est plus probable qu'il s'agisse de mères seules que dans le cas des grands ensembles de Toronto. Peut-être la grande différence entre Toronto et ces deux villes américaines est-elle la proportion de Noirs dans les quartiers. À Toronto, le pourcentage de ménages noirs dans les secteurs de recensement abritant les grands ensembles de centre-ville s'établit à 19,3 %. Les proportions correspondantes sont respectivement de 44,9 % et 99,3 % à Boston et à Chicago. L'idée générale qui se dégage de ce tableau est que, à Toronto, la variation de qualité de quartier est considérable pour le programme de logement public, mais que les caractéristiques des ménages qui se trouvent à l'intérieur et autour des grands ensembles ne sont pas aussi négatives que dans de grandes villes américaines comme Boston et Chicago.

C. Procédure de demande

Avant 1995, on choisissait les demandeurs de logement SLCUT par évaluation numérique. On attribuait des points aux ménages principalement en fonction de leurs besoins financiers, mais on tenait aussi compte des conditions de vie, de la participation au régime d'aide sociale, du surpeuplement et des cas d'hébergement d'urgence. Ceux qui recevaient le plus de points étaient placés en premier, et la préférence allait aux familles qui étaient le plus en difficulté. Les demandeurs pouvaient indiquer jusqu'à sept secteurs de la ville où ils souhaitaient être placés. Moins ils mentionnaient de secteurs, plus ils devaient attendre une offre de logement. Les demandeurs qui rejetaient les deux premières offres étaient retirés de la liste d'attente[12]. On n'acceptait

[11] Dans Katz et coll. (2001), on a calculé les caractéristiques moyennes de secteur de recensement pour les participants, qu'ils se soient réinstallés ou non. Si on considère la proportion de participants en réinstallation et suppose que les caractéristiques de secteur de recensement des participants qui ne se sont pas déplacés correspondaient à celles du groupe témoin, seules les caractéristiques moyennes de secteur de recensement des participants en réinstallation peuvent être confirmées.

[12] On relève des exceptions occasionnelles à cette règle. Le préposé qui traitait une demande pouvait accepter un deuxième refus s'il se sentait justifié d'agir ainsi.

les transferts entre ensembles que pour des motifs liés à la taille de la famille, à la santé ou à la proximité du lieu de travail.

D'après des conversations avec les administrateurs de la SLCUT, les demandeurs qui avaient tendance à refuser la première offre étaient ceux qui avaient un besoin moins pressant de se reloger et qui, souvent, ne voulaient pas se retrouver dans de grands ensembles, craignant la stigmatisation. Si ces parents plus exigeants étaient aussi plus susceptibles de veiller au développement de leurs enfants, les estimations de différences de résultats moyens entre les ensembles à concentration plus ou moins grande de ménages à faible revenu risquent d'être entachées d'un biais par excès. Comme les intéressés ne recevaient que deux offres, les deux dans une attribution au hasard après prise en compte de la taille des familles, le biais sera sans doute léger. Je ne peux néanmoins écarter la possibilité que des différences positives entre quartiers soient dues à une attribution non aléatoire, c'est-à-dire à une répartition. Il se trouve cependant que, malgré ce biais par excès, je ne puis relever d'effet significatif du milieu d'habitation.

À Cityhome, la liste d'attente était chronologique. Les premiers demandeurs de logement subventionné auprès de cet organisme venaient de la liste d'attente de la SLCUT. Les nouveaux demandeurs s'adressaient directement à Cityhome, mais on les incitait aussi à faire une demande à la SLCUT. Ni dans un cas ni dans l'autre, ils ne pouvaient indiquer un ensemble où ils auraient souhaité se réinstaller, mais ils pouvaient demander un secteur de la ville en particulier. Après 1995, on a chargé un organisme central de traiter toutes les demandes de logement subventionné à Toronto.

On ne connaît guère les caractéristiques des locataires qui ont quitté des logements publics à Toronto. Les Associés de recherche Ekos Inc. (1991) ont toutefois mené une enquête provinciale représentative sur les familles, les personnes seules et les personnes âgées qui ont quitté des logements publics au milieu des années 1990. Le taux annuel de roulement des occupants des logements ontariens était d'environ 13,5 %, ce qui correspondait au taux du marché privé torontois. Dans l'échantillon de sortants, 69 % des gens avaient été en logement public moins de cinq ans. Dans mon échantillon de chefs de ménage en logement public selon les données du recensement de 1996, seulement 28,7 % s'étaient réinstallés au cours des cinq dernières années, d'où l'impression que le « taux de risque » de sortie de logement public décroît largement à mesure que s'accroît la durée de la participation d'une famille au programme[13]. Les principaux motifs cités de sortie étaient la réinstallation à des fins professionnelles, l'amélioration de la situation financière et le changement de situation de famille. Fait digne de mention pour notre propos, 29,5 % des sortants de l'échantillon ont dit avoir d'autres motifs de sortie que ceux qui étaient énumérés. Moins de la moitié des répondants ont précisé ces motifs, mais les « troubles avec les voisins » comptaient parmi les raisons le plus souvent mentionnées. Ainsi, si les participants avaient peu le choix de passer à un autre ensemble à cause d'un mauvais voisinage, certaines familles auraient pu vouloir quitter le programme de logement public simplement pour se débarrasser de voisins importuns. Comme les « sortants à long terme » sont peu nombreux, tout comme les répondants ayant cité ce motif, l'erreur d'échantillon sera sans doute légère.

V. Données

J'utilise trois ensembles de données, à savoir un fichier d'adresses de logements publics et de caractéristiques d'ensembles résidentiels en correspondance avec les deux autres jeux de données (pour déterminer quels sont

[13] Dans l'interprétation de ce résultat, il faut savoir que mon échantillon du recensement comprend seulement les ménages ayant des enfants de 16 à 25 ans qui cohabitent toujours avec les parents, alors que l'enquête Ekos est représentative de tous les occupants de logements publics.

les ménages à loyer subventionné), les données d'un échantillon de 20 % du recensement du Canada de 1996 et un ensemble de données intergénérationnelles sur le revenu (DIR), lequel est un grand fichier longitudinal tiré des dossiers d'impôt sur le revenu par Statistique Canada.

Au lieu de compter sur de petits échantillons d'enquête qui caractérisent les familles ou les ménages comme participant à un programme de logement public, j'adopte une démarche consistant à mettre en couplage les codes postaux des logements publics et les microdonnées. La SLCUT, Cityhome et la Société de logement de l'Ontario ont généralement fourni les adresses avec d'autres renseignements pour les divers ensembles torontois. Comme je l'ai mentionné à la section II, j'ai retenu dans mon analyse les seuls ensembles SLCUT et Cityhome, qui forment le gros du parc de logements familiaux subventionnés de Toronto. Au Canada, les codes postaux sont formés de six éléments alphanumériques et permettent un fin repérage géographique. Chaque code désigne généralement un côté d'îlot ou un immeuble d'appartements de plus de quatre étages. Les trois quarts environ de mon échantillon de ménages logent dans des ensembles de logements publics à code postal unique. Dans le cas des petits ensembles de logements publics, il se peut toutefois que les ménages voisins (qui ne sont pas en logement public) aient le même code postal. L'autre difficulté est de repérer dans les ensembles Cityhome les ménages subventionnés, puisque certaines familles occupantes paient le loyer du marché privé. Les familles qui ne participent pas à un programme de logement subventionné sont plus susceptibles de se répartir entre des quartiers d'habitation (avec logements publics) différents. Celles qui sont incapables de se reloger dans un meilleur milieu vont dans les pires quartiers de la ville et celles qui jouissent d'un meilleur revenu (peut-être inobservable), dans les meilleurs. L'inclusion des enfants de ces familles n'invalide pas l'analyse, mais se trouve à élever la limite supérieure des estimations d'effet d'ensemble.

Pour réduire le plus possible le nombre d'enfants choisis dans des familles hors logement public, j'élabore trois échantillons. L'échantillon 1 comprend uniquement la population dont le code postal est en correspondance unique avec un ensemble SLCUT. Chaque ménage échantillonné dans ce cas verse un loyer en proportion de son revenu. Sur les 544 codes postaux retenus, 317 sont en correspondance unique. La plupart des ensembles de logements familiaux publics appartiennent à cet échantillon. Si on omet les 237 autres codes, on retranche plus de logements du groupe des grands ensembles que du groupe des petits, mais la variance de qualité de quartier demeure en majeure partie. L'échantillon 2 comprend seulement les ménages dirigés par une mère seule qui touche des prestations d'aide sociale[14]. Comme nous le décrirons plus loin, plus de la moitié des familles en logement subventionné appartiennent à cette catégorie. Pour l'échantillon 3, j'estime un modèle par probits pour les probabilités de séjour en logement subventionné d'après plusieurs caractéristiques observables[15]. J'utilise l'échantillon de ménages des secteurs de recensement avec logements publics dont l'adresse n'est pas un code postal d'ensemble, ainsi que l'échantillon de ménages d'ensembles SLCUT en correspondance unique de l'échantillon 1. Avec les résultats, j'estime les probabilités de séjour en logement public pour l'échantillon de ménages par code postal d'ensemble. Comme je le mentionne en annexe, l'échantillon 3 comprend tous les ménages dont les probabilités de séjour en logement public sont de plus de 0,3 dans les données administratives et de 0,15 dans

[14] Les chefs de famille de l'échantillon 2 selon les données administratives et les données de recensement sont des mères seules qui ont respectivement reçu des prestations d'aide sociale une année quelconque de 1992 à 1998 et touché plus de 3 000 $ en « autres transferts de l'État » (catégorie comprenant les prestations d'aide sociale) en 1996.

[15] Dans le cas des données administratives, les variables indépendantes utilisées sont celles de l'âge du chef de ménage, de l'âge de l'enfant, de la taille familiale, de l'état matrimonial à l'adolescence et à l'âge de 25 ans (de l'enfant), de revenu familial permanent, de la réception de prestations d'aide sociale et du nombre d'années de séjour en logement public (codes postaux) de 1978 à 1990. Dans le cas des données de recensement, le modèle par probits fait intervenir l'âge du chef de ménage, l'âge de l'enfant, la race, l'instruction du chef de ménage, le revenu familial total, la réception de prestations d'aide sociale, l'état matrimonial, la taille familiale, la situation d'immigrant et les déménagements au cours des cinq dernières années. On trouvera en annexe plus de détails là-dessus.

les données de recensement. Ces valeurs seuils produisent des échantillons où les proportions de familles habitant effectivement en logement public sont élevées, et ce, sans réduire la taille globale d'échantillon à quelque chose d'inexploitable.

Les codes postaux sont mis en correspondance avec les ménages selon le recensement de 1996. Le caractère transversal des données de recensement limite l'analyse aux interactions possibles de quartier pour les variables de résultats des enfants ayant continué à cohabiter avec leurs parents. Les échantillons d'occupants de logements publics se limitent donc à l'ensemble des jeunes de 16 à 25 ans cohabitant avec au moins leur mère ou leur père. Le tableau 3 présente les caractéristiques moyennes des familles et des enfants de ces échantillons comparativement à celles de la population urbaine. On ne s'étonnera pas que le loyer mensuel déclaré par les ménages en logement public soit bien inférieur au loyer mensuel moyen de tous les locataires de la ville. Le revenu moyen de ménage des familles en logement public est d'environ 40 % du revenu moyen des ménages du territoire urbain. Moins de 35 % des chefs de ménage en logement public travaillent à plein temps et les mères seules en forment une grande proportion (62 % dans l'échantillon 1). Une différence de taille entre Toronto et des villes américaines comme Chicago et New York est que les Noirs y sont proportionnellement bien moins nombreux. Il n'y a en effet que 7 % des familles torontoises qui soient noires. La proportion de ménages noirs en logement public dans cette ville est d'environ 43 %. En revanche, dans les études américaines de quartiers portant sur le logement public, on peut voir que les unités échantillonnées sont noires dans une proportion approximative de 95 %.

Je mets également en correspondance les codes postaux des ensembles construits avant 1985 et les familles de la base de données intergénérationnelles sur le revenu (DIR). Celle-ci comprend tout l'échantillon des Canadiens de 16 à 19 ans qui ont produit une déclaration de revenus en 1982, 1984 et 1986 pendant qu'ils cohabitaient avec leurs parents. C'est une population de plus de 700 000 enfants[16]. En 1998, ces déclarants fiscaux étaient âgés de 28 à 35 ans. Je mets en correspondance les mères et les pères avec ces jeunes pour l'année de première déclaration fiscale des enfants[17]. La base DIR suit à la fois les parents et les enfants en observation longitudinale de 1978 à 1998. Des données sont disponibles pour chaque année de déclaration fiscale des intéressés. Chaque dossier fiscal renferme une adresse de production avec le code postal. Le code postal de mise en correspondance avec les ensembles est extrait du dossier fiscal des enfants. Au cas où un enfant n'aurait pas produit de déclaration de revenus, on prend le code postal dans le dossier fiscal du père si les parents ont déclaré être mariés ou que le dossier de la mère manque cette année-là. Dans tous les autres cas, on se reporte au code postal de la mère. On procède à l'appariement pour toutes les années entre 1978 et l'année où l'enfant atteint ses 19 ans. On ne retient que les enfants ayant séjourné au moins deux ans dans un ensemble de logements publics. Si les influences de quartier ont un caractère cumulatif, il ne suffit peut-être pas de passer deux ans en logement public pour subir l'influence du milieu d'habitation, aussi ai-je voulu vérifier à la section V si des séjours plus longs influent davantage sur les résultats.

Je prends la moyenne des gains et du revenu d'un jeune parvenu à l'âge adulte pour la période de six ans comprise entre 1993 et 1998. Je tiens aussi compte de la participation au régime d'aide sociale pendant cette période. Pour ce qui est des antécédents familiaux, la base DIR renferme des données détaillées sur les gains et le revenu sous forme de transferts. Elle renseigne également sur l'état matrimonial et le nombre d'enfants. On ne dispose toutefois pas de renseignements sur la race, l'origine ethnique ni l'instruction. On rajuste le revenu des parents en divisant le revenu total du père et de la mère par les valeurs de taille familiale : le premier des parents reçoit l'unité comme valeur de pondération, le second (s'il y a lieu) 0,8 et chaque enfant 0,3. Comme le font Solon (1992) et Mazumder (2000), on prend la moyenne des variables des antécédents

[16] Un certain nombre d'enfants figurent pour plus d'une année, auquel cas on retient un seul « appariement ».

[17] Les parents ne sont pas toujours les parents biologiques : il peut s'agir de beaux-parents ou d'autres « substituts parentaux ». On trouvera plus de détails dans Corak et Heisz (1999).

familiaux dans le temps pour réduire l'erreur de mesure. Le revenu des parents est mis en moyenne sur 15 ans, c'est-à-dire de 1978 à 1992. Tous les montants sont convertis en dollars canadiens de 1992 à l'aide de l'indice des prix à la consommation de Statistique Canada.

Pour figurer dans la base DIR, il faut que l'enfant à charge produise une déclaration de revenus pendant qu'il cohabite avec ses parents. Ainsi, ce fonds de données sous-représente les jeunes qui n'étaient pas sur le marché du travail à l'adolescence, qui ont quitté la maison familiale avant d'entrer sur ce marché ou qui ont travaillé au noir avant de déclarer une activité lucrative. On constate malheureusement que les trois cas sont assez probables dans les familles en logement public. Il se peut donc qu'on n'appréhende pas d'effets importants d'ensemble ou de quartier dans l'analyse si des résultats sérieux sont à attribuer à des non-déclarants fiscaux et que les probabilités de déclaration sont fonction de l'ensemble d'attribution. Pour vérifier cette possibilité, on examine si des différences existent selon la qualité de quartier et le nombre moyen d'années de non-déclaration fiscale. Le rapport entre la qualité de quartier et l'absence totale de déclarations fiscales pendant la jeunesse peut correspondre au rapport entre cette même qualité et la production d'une ou deux déclarations seulement dans la jeunesse. Je me reporte au nombre total de non-déclarations pour les unités de l'échantillon afin de voir si les deux facteurs sont en association. Une autre façon d'aborder le problème des jeunes qui manquent dans la base DIR est de repondérer l'échantillon en fonction des probabilités inverses de déclaration fiscale après prise en compte des caractéristiques observables. Tous les résultats DIR sont rajustés en fonction d'une sous-représentation pour le revenu des parents, le sexe et le secteur (on trouvera plus de détails en annexe). Cela ne permet cependant que de régler le problème de la non-déclaration dans la mesure même où les résultats des jeunes observés dans la base DIR sont semblables à ceux des jeunes qui en sont exclus pour ces catégories démographiques.

On ne saurait entièrement écarter la possibilité que la qualité de quartier influe sur les probabilités de déclaration pendant la jeunesse. Voilà une des raisons pour lesquelles nous nous reportons aux données du recensement. Si ces données ne nous parlent que des résultats des jeunes qui ont continué à cohabiter avec leurs parents, elles ne sont pas sujettes aux mêmes biais de non-inclusion que peuvent connaître les données DIR. Par double vérification, on est en mesure de constater si les résultats dégagés par deux ensembles de données assez différents sont en convergence. Si les résultats n'indiquent pas d'effet de quartier sur le revenu pour l'échantillon DIR, mais un effet appréciable sur l'instruction pour l'échantillon du recensement, on ne saurait exclure la possibilité que les non-déclarants fiscaux qui sont exclus de l'échantillon nous empêchent de cerner les effets à long terme dans le cas des données DIR. Si les résultats ne font voir aucun effet de quartier sur les résultats tant pour les données DIR que pour les données de recensement, on peut tirer de meilleurs éléments d'interprétation de ces deux ensembles de données.

Le tableau 4 décrit les caractéristiques moyennes de l'échantillon DIR. Une tendance semblable se dégage par rapport aux données de recensement. Plus de 60 % des familles en logement public échantillonnées sont dirigées par une femme. Plus de la moitié des chefs de ménage de l'échantillon ont touché des prestations d'aide sociale à un moment quelconque de 1993 à 1998. Il n'y a que 18 % des ménages de tout l'échantillon de la ville qui soient à chef féminin et que 13 % qui reçoivent des prestations d'aide sociale. L'échantillon DIR est supérieur à l'échantillon du recensement, car le caractère longitudinal de la base DIR permet d'identifier les jeunes qui sont allés un jour en logement public, mais qui ont peut-être quitté par la suite le domaine du logement subventionné.

VI. Résultats

A. Répartition observable entre les ensembles

Je compare d'abord les ménages de deux groupes de qualité de quartier, à savoir ceux de sept grands ensembles du centre-ville et ceux des ensembles comptant moins de 250 logements dans des secteurs de recensement où moins du quart des ménages se situent sous le seuil SFR. Pour que les observations soient le plus nombreuses possible, je combine à cette fin les trois échantillons en correspondance. Le tableau 2 décrit l'ample variation de qualité de quartier entre ces deux groupes. Le tableau 5 présente les caractéristiques moyennes des ménages qui habitent dans ces ensembles. Le plus souvent, je choisis des caractéristiques comme l'instruction et la race du chef de ménage, aspects qui ne subissent sans doute pas l'influence du milieu d'habitation actuel. S'il n'y a guère de répartition (sélective) entre ces groupes, il n'y aura guère de différence de moyennes non plus entre eux. Les colonnes 1 et 2 indiquent les caractéristiques moyennes de l'ensemble des ménages et les colonnes 3 et 4, les mêmes caractéristiques pour les ménages avec enfants.

Les caractéristiques moyennes des chefs de ménage se ressemblent entre les grands et les petits ensembles, mais sans être identiques. La monoparentalité, la situation d'immigrant, l'âge du chef de ménage et le nombre d'enfants sont d'une distribution semblable entre grands et petits ensembles. On relève de légères différences de proportions de chefs de ménage noirs ou bénéficiaires du régime d'aide sociale. Dans l'échantillon du recensement et l'échantillon DIR, le revenu médian est d'environ 2 000 $ plus élevé dans les petits ensembles que dans les grands ensembles du centre-ville. On constate aussi des différences d'instruction moyenne. Dans les grands ensembles du centre-ville, 43 % des chefs de famille n'ont pas de diplôme d'études secondaires comparativement à 47 % dans les petits. Ainsi, les familles dont les besoins sont plus pressants semblent se retrouver en moyenne dans les grands ensembles. C'est aussi ce qu'on a constaté à propos de la procédure de demande. Les différences moyennes ne sont pas particulièrement importantes dans le cas des chefs de ménage, ce qui est logique si on considère que les parents n'ont guère le choix de l'ensemble au moment de demander un logement public. Des chefs de famille plus pauvres et moins instruits sont plus susceptibles d'habiter dans les grands ensembles, autre corroboration du fait que les familles aux besoins plus pressants ont plus de chances d'accepter la première offre de logement public qui leur est faite. Comme on ne peut garantir une distribution aléatoire entre les ensembles, il se peut que des différences significatives de résultats entre ces mêmes ensembles ne soient pas entièrement dues à des effets de quartier. Il est probable qu'il s'agisse d'un léger biais par excès.

B. Différences de moyennes

Le tableau 6 compare le revenu moyen des jeunes des grands ensembles du centre-ville à celui des jeunes des petits ensembles comptant moins de 250 logements dans des secteurs de recensement où moins du quart des ménages se situent sous le seuil SFR. Les résultats de scolarisation selon les données de recensement ne sont pas meilleurs pour les petits ensembles que pour les grands, puisque des proportions respectives de 15,5 % et 15,6 % de jeunes des grands ensembles en hauteur et des petits ensembles en rangée ont fait plus que les études secondaires. Pour une prise en compte des différences observables selon les ensembles, la colonne 3 présente le coefficient fictif des petits ensembles après une régression de la variable de résultats sur un jeu complet de variables indicatrices de l'âge et du sexe, du revenu permanent des parents, de la réception de prestations d'aide sociale, de l'état matrimonial, de la race et de la situation d'immigrant. Une fois pris en compte les facteurs de caractérisation démographique et familiale, les différences entre les deux groupes d'ensembles demeurent pour ainsi dire les mêmes. Voilà qui est rassurant, car des estimations non biaisées de l'effet de quartier en distribution aléatoire ne devraient pas changer si on prend d'autres facteurs en compte. Des différences non significatives entre grands et petits ensembles se dégagent aussi lorsqu'on prend en considération le nombre d'années d'études, la non-obtention du diplôme d'études secondaires et l'absence de travail et de fréquentation scolaire. Toutes les estimations font l'objet d'une mesure précise.

Le bas du tableau 6 présente les résultats à plus long terme selon la base DIR. La moyenne brute pour la réception, pendant au moins un an de 1993 à 1998, de prestations d'aide sociale par un jeune d'un grand ensemble du centre-ville, s'établit à 31,9 %. Pour les jeunes des petits ensembles, elle s'élève à 29,1 % (différence non significative: (valeur p>0,1)). Bien que moins de jeunes ayant habité dans de petits ensembles aient touché des prestations à l'âge adulte, la prise en compte des antécédents familiaux réduit encore plus (-1,5 %) l'effet estimé pour la différence de qualité de quartier. Les légères différences entre grands et petits ensembles qui sont relevées pour la participation au régime d'aide sociale se traduisent aussi par de menues différences de revenu total. Les garçons des petits ensembles ont touché de 1993 à 1998 2,4 % de plus en revenu annuel moyen que ceux des grands ensembles du centre-ville. Les gains annuels moyens des hommes en logement public ne variaient pas selon les catégories d'ensembles, que l'on prenne ou non les caractéristiques familiales en compte. Il semblerait donc que les petites différences de revenu total sont entièrement attribuables aux différences de participation à ce régime entre les types d'ensembles. On peut fort bien penser que l'importance estimée de cet effet pourrait encore diminuer si on disposait de plus de variables de contrôle comme la dépendance des parents à l'égard du régime d'aide sociale, le travail à plein temps ou à temps partiel, la profession et les compétences parentales. Même si on ne prend pas ces facteurs supplémentaires en compte, l'effet estimé des différences d'ensemble sur les résultats scolaires et professionnels est fort modeste.

Comme nous l'avons évoqué à la section IV, on peut se demander à propos de la base DIR si les conditions du milieu d'habitation n'influeraient pas sur les probabilités de non-déclaration fiscale et donc de non-appréhension par ce fonds d'information. La dernière ligne du tableau 6 indique les différences moyennes pour ce qui est du nombre d'années de déclaration fiscale. Pour ceux qui ont produit au moins une déclaration entre les âges de 16 et 19 ans, il ne paraît pas y avoir de grande différence entre les probabilités de déclaration et un séjour dans un ensemble, petit ou grand. Le nombre moyen d'années de non-déclaration est respectivement de 2,3 et 2,4 pour les adultes issus de grands et de petits ensembles. Ces résultats et des constatations du même ordre entre les données du recensement et les données DIR indiqueraient que nos conclusions ne changeraient pas si nous pouvions inclure les personnes manquantes dans les données administratives.

Le tableau 7 présente les cas d'actes criminels et de sévices dans les ensembles de logements publics en 1992 selon les mêmes catégories d'ensembles. Ces données se situent au niveau des ensembles et ne sont donc pas des microdonnées. Il est impossible d'établir les caractéristiques des victimes et des auteurs de ces crimes et sévices. C'est pour les sept grands ensembles du centre-ville que l'on constate un plus grand nombre d'actes d'incendie volontaire, d'agression physique ou sexuelle et de consommation ou de trafic de drogue, de conflits entre voisins et de morts subites pour 1 000 ménages. Dans les grands ensembles en noyau urbain, les voies de fait et les morts subites risquent d'être plus nombreuses (plus de deux fois dans le premier cas et de quatre fois dans le second). Les différences sont les mêmes lorsqu'on prend en compte des caractéristiques d'ensemble comme le pourcentage de ménages bénéficiaires du régime d'aide sociale.

De ce tableau, il se dégage une tendance générale à une plus grande fréquence des actes criminels dans les ensembles où les ménages pauvres sont plus concentrés. Il ne s'agit pas d'interpréter ces résultats comme indiquant que les quartiers pauvres sont un foyer de criminalité, mais cette possibilité n'est pas à exclure non plus. Comme les ménages n'étaient pas entièrement en distribution aléatoire entre les ensembles, je ne peux conclure à l'existence d'un rapport de causalité. Ce sont toutefois des résultats très évocateurs, aussi y reviendrai-je à la section VI.

Les tableaux 8 et 9 présentent des éléments semblables d'analyse des différences de moyennes entre les catégories de qualité d'ensemble. Je ferai ressortir les différences de qualité d'ensemble selon la taille globale des ensembles, le pourcentage de ménages se situant sous le seuil SFR dans le secteur de recensement qui

abrite ces ensembles, l'administration des ensembles par la SLCUT ou Cityhome et la composition intégrale en immeubles en hauteur (plus de cinq étages) ou en maisons en rangée. La première partie du tableau 8 distingue les ensembles grands, moyens et petits. À la colonne 1, le nombre moyen d'années complètes de scolarité des jeunes de 16 à 25 ans est de 12,4 pour les ensembles comptant moins de 150 logements familiaux. Pour les ensembles de 150 à 700 logements et de 700 logements et plus, les valeurs correspondantes sont de 12,2 et 12,4. Ce sont des différences très légères, et on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'identité des moyennes (test F : 0,42). Les autres variables de scolarisation – pourcentage de jeunes ayant respectivement fait moins et plus que des études secondaires complètes – n'accusent pas non plus de différences significatives entre grands et petits ensembles. À la colonne 4, les pourcentages de jeunes qui ne sont ni au travail ni aux études sont de 16,1, 16,0 et 16,1 encore pour les petits, moyens et grands ensembles. Les colonnes 6 à 10 indiquent les résultats à plus long terme des gens selon la base de données intergénérationnelles sur le revenu. À la colonne 6, on peut voir que 32 % des jeunes ayant habité dans de petits et de grands ensembles ont reçu des prestations d'aide sociale au moins deux ans entre 1993 et 1998. Les différences de revenu et de gains chez les hommes ayant habité dans les divers ensembles sont également ténues. Le revenu annuel moyen des hommes est d'environ 1,6 % plus élevé pour les petits ensembles que pour les grands. Les gains totaux moyens sont presque identiques pour les grands et les petits.

Les lignes qui suivent dans les tableaux 8 et 9 caractérisent les ensembles selon qu'ils sont administrés par la SLCUT ou Cityhome. Les ensembles SLCUT sont plus anciens et habituellement plus imposants et tous leurs occupants sont subventionnés. Les ensembles Cityhome sont d'une taille moindre. On y trouve un mélange de locataires subventionnés et de locataires qui versent le loyer du marché. Même sans prise en compte des caractéristiques observables, on ne relève pas de différences significatives pour ce qui est des résultats moyens estimés. Il convient de noter que toutes les estimations font l'objet d'une mesure précise. Je n'écarte pas la possibilité que les résultats moyens entre grands et petits ensembles soient les mêmes par identité des moyennes, et non pas à cause d'erreurs-types élevées.

Le tableau 8 caractérise aussi les ensembles selon les conditions du secteur de recensement qui les abrite. Le nombre total d'années de scolarité des jeunes en logement public dans un secteur de recensement où moins de 15 % des ménages se situent sous le seuil SFR s'établit en moyenne à 12,1. Par comparaison, la moyenne est de 12,3 ans pour les jeunes en logement public des secteurs où cette même proportion de ménages pauvres est de plus de 40 % (le nombre d'années n'est pas significativement différent de 12,1). Selon la base de données intergénérationnelles sur le revenu, les variables des gains totaux moyens, du revenu total et de la participation au régime d'aide sociale sont très convergentes pour les deux catégories. Ainsi, les hommes qui, selon les données DIR, se trouvent dans des secteurs de recensement où moins de 15 % des ménages se situent sous le seuil SFR gagnaient en moyenne 18 800 $ de 1993 à 1998; ceux des secteurs où la même proportion de ménages pauvres était de plus de 40 % gagnaient environ 2 % de moins. Le sens des différences de gains et de revenu est généralement ce à quoi on devrait s'attendre si l'influence du quartier entrait en ligne de compte. Toutefois, les différences sont le plus souvent de 0 % à 2 %, ce qui pourrait s'expliquer par une distribution aléatoire incomplète dans les données.

On pourrait prévoir des différences qui tiendraient à ce que des jeunes aient vécu cinq ans et plus dans des ensembles en hauteur ou en rangée. Les maisons en rangée laissent plus d'espace entre voisins. Elles ont une porte principale qui donne directement sur l'extérieur plutôt que sur un hall ou une aire d'ascenseur. Les familles seront sans doute moins en contact avec leurs voisins si elles habitent de telles maisons. Il reste que le tableau 7 ne prévoit aucune différence appréciable de résultats scolaires et professionnels entre ces types d'ensembles. Il n'y a invariablement aucune indication de différences significatives pour les variables de résultats examinées.

Dans aucune des estimations du tableau 8 ne rajuste-t-on les données en fonction des caractéristiques possibles de famille, d'âge ou de sexe. Pour vérifier si les résultats changent après prise en compte des caractéristiques individuelles observables, on peut se reporter au tableau 9 qui fait la régression des variables de résultats sur les variables fictives de qualité de quartier et d'autres variables de contrôle des caractéristiques individuelles. Pour les données DIR, les variables en question sont celles de l'âge, du sexe, du revenu moyen et de l'état matrimonial des parents, de la réception de prestations d'aide sociale et de la taille familiale. Pour les données du recensement, on ajoute à ces variables celles de la race (noire) et de l'immigration récente. À titre documentaire, nous présentons les moyennes brutes estimatives pour les ensembles de référence (contrôle). La différence estimée entre ces moyennes et celles des autres types d'ensembles, les autres variables étant constantes, correspond aux coefficients des variables fictives de ces autres ensembles. Pour une variable binaire de résultats, nous utilisons un modèle par probits. On peut interpréter le coefficient indiqué comme la variation estimative des probabilités si l'individu habitait dans un ensemble d'un autre type.

Les chiffres de la colonne 6 font voir les différences entre types d'ensembles pour le nombre total d'années de scolarité. Après correction de l'âge, du sexe et des caractéristiques familiales observables, on estime que les jeunes de 16 à 25 ans des ensembles de 700 logements et plus ont 0,1 année d'études de moins que ceux des ensembles de moins de 150 logements. Pour toutes les variables de résultats selon les données de recensement et les données DIR, je ne relève aucune différence significative entre ces catégories d'ensembles. Toutes les estimations ponctuelles des différences de moyennes sont petites et proches de zéro. On n'a pas à parcourir tout le tableau pour se rendre compte que les résultats démontrent sans mal l'absence d'effet discernable des différences de qualité de quartier sur les variables des résultats scolaires et professionnels.

Bien que les résultats sur le marché du travail varient peu entre les diverses catégories de qualité des quartiers, le tableau 10 montre que l'incidence des actes criminels par ménage n 'est pas le même dans tous les ensembles résidentiels. Les incidents d'agression sexuelle, de voies de fait et d'homicide par ensemble résidentiel sont plus fréquents dans les grands ensembles que dans les petits. L'incidence des actes criminels par ménage est également plus élevée dans les ensembles situés dans les secteurs de recensement les plus pauvres. On peut également signaler l'incidence plus élevée des agressions sexuelles et des homicides dans les tours d'habitation par opposition aux maisons en rangée.

C. Répartition des salaires et des années de scolarité chez les jeunes ayant habité dans des ensembles de logements publics différents

Plus qu'une simple comparaison de moyennes, les grands échantillons des données de recensement et de la base DIR aident à effectuer une analyse plus systématique de la qualité de quartier et d'ensemble. J'estime les répartitions des années de scolarité ainsi que du revenu et des gains en expression logarithmique. Je les mets en courbe pour les catégories de grands et petits ensembles dont nous avons parlé. La figure 2 livre une estimation de densité noyau du nombre total d'années de scolarité des jeunes qui, selon les données de recensement, ont habité dans des ensembles de moins de 250 logements dans des secteurs de recensement où moins du quart des ménages se situent sous le seuil SFR. Pour les sept grands ensembles du centre-ville, elle indique l'estimation correspondante en superposition.

Dans la moitié supérieure de la figure 2, on estime les densités à l'aide des résidus d'une régression des années de scolarité sur les variables fictives de l'âge et la variable du sexe. La moyenne des résidus est nulle si les deux échantillons sont inclus. Les deux estimations de densité sont remarquablement convergentes. Dans la moitié inférieure de la figure 2, on estime les densités après régression en fonction des variables de contrôle de l'âge, du sexe et des antécédents familiaux. Comme on peut le voir, la prise en compte des

caractéristiques générales observables ne change guère les estimations de densité. La distribution des années de scolarité des jeunes des petits ensembles est un peu plus asymétrique à gauche. Après prise en compte des caractéristiques observables, on a l'impression que les jeunes des grands ensembles ont un peu plus d'années d'instruction en moyenne que ceux des petits ensembles, ce qui correspond aux résultats des tableaux 6 et 7. Aucune de ces différences n'est assez marquée pour qu'on puisse la juger significative.

À la figure 3, on met en courbe les valeurs de densité noyau entre les mêmes catégories de qualité d'ensemble à partir des valeurs résiduelles du revenu total en expression logarithmique, et ce, pour les seuls hommes. Les deux distributions culminent près de la queue à gauche, ce qui correspond aux jeunes qui, dans l'échantillon, avaient pour seul revenu les prestations d'aide sociale. Il y a un peu plus de jeunes près du bas de la distribution pour les grands ensembles, mais les différences d'estimations de densité s'estompent une fois prises en compte les caractéristiques familiales. Les deux densités sont également convergentes.

La figure 4 indique les densités noyau des gains totaux en expression logarithmique. Les distributions sont asymétriques à droite, car les bénéficiaires du régime d'aide sociale n'ont guère d'autre revenu. Que l'on prenne en compte les caractéristiques familiales ou non, les valeurs de densité entre les grands et les petits ensembles sont presque identiques.

D. Différences de moyennes selon l'âge d'entrée et le nombre d'années de séjour en logement public

Les échantillons d'occupants de logements publics que nous avons présentés comprennent les gens qui ont séjourné en logement public pendant au moins deux ans. Nous examinerons ici si la prise en compte de l'âge d'entrée ou du nombre d'années de séjour en logement public vient modifier nos principaux résultats. Le tableau 11 présente les régressions du revenu total en expression logarithmique (pour les seuls hommes) sur les variables de contrôle de l'âge, du sexe et des caractéristiques familiales et sur la qualité des ensembles aux colonnes 1 à 5, tout comme de régressions semblables pour les années de réception de prestations d'aide sociale aux colonnes 6 à 10. Pour que l'échantillon soit d'une taille suffisante, nous distinguons deux catégories de qualité d'ensemble qui se composent respectivement des ensembles des secteurs de recensement où 35 % des ménages se situent au-dessous et au-dessus du seuil SFR. Le coefficient de la variable fictive de qualité à la colonne 1 n'indique aucun effet du séjour dans l'une ou l'autre des catégories sur le revenu à l'âge adulte en expression logarithmique. La colonne 2 ajoute une variable indicatrice de l'âge d'entrée en logement public (10 à 13 ans et 14 à 16 ans). La variable indicatrice omise est celle de l'entrée à l'âge de 10 ans dans un ensemble appartenant à un secteur de recensement où moins de 35 % des ménages se situent sous le seuil SFR. Le coefficient des jeunes entrés en logement public à l'âge de 10 à 13 ans est de 0,05, ce qui indique que leur revenu aura été un peu meilleur que celui des garçons qui y sont entrés plus jeunes. L'estimation est de 0,01 pour le revenu en valeur logarithmique des jeunes dont l'âge d'entrée était de 14 à 16 ans. À la colonne 3, on met en interaction la qualité d'ensemble et l'âge d'entrée. Pour les jeunes qui sont entrés en logement public avant l'âge de 10 ans, le coefficient estimé de l'effet du séjour dans un ensemble de qualité moindre s'établit à -0,01. Pour ceux qui sont entrés en logement public après l'âge de 13 ans, le coefficient relatif à une moindre qualité de quartier est positif, mais la mesure est imprécise.

Pour ce qui est de la qualité de quartier en interaction avec le nombre d'années de séjour en logement public, il semble n'y avoir guère de différence là encore pour le sous-groupe qui a séjourné le plus longtemps en logement public. À la colonne 5, on estime que les hommes qui ont habité dans un ensemble de moindre qualité pendant au moins 11 ans gagnent 2 % de moins que ceux qui ont séjourné dans des ensembles de meilleure qualité dans le même laps de temps. On dégage la même différence de gains pour un séjour de cinq à dix ans. Enfin, il n'y aurait pas d'effet d'ensemble pour les hommes qui ont participé moins de cinq ans au programme de logement public. Les effets estimés pour les jeunes qui sont entrés plus tôt ou ont séjourné plus longtemps en logement public ne sont pas très importants et des différences inobservables entre ceux qui

ont longtemps habité dans des ensembles de moindre qualité et ceux qui ont séjourné dans des ensembles de qualité supérieure semblent plus probables que pour l'ensemble de l'échantillon.

Si on estime les années de réception de prestations d'aide sociale, les résultats sont semblables. L'échantillon augmenté comprend et les hommes et les femmes. Il se trouve à accroître la précision des estimations de l'effet. L'incidence prévue est nulle sur le nombre d'années de réception de prestations d'aide sociale chez les jeunes qui sont entrés en logement public avant l'âge de 10 ans et ont été logés dans un ensemble appartenant à un secteur de recensement plus riche. Les enfants qui ont séjourné en logement public plus de 10 ans devraient passer en moyenne 0,01 année de plus à recevoir des prestations (sur la période visée de six ans) s'ils ont été hébergés dans un ensemble de moindre qualité.

E. Covariances entre frères et entre voisins

Ces résultats séparent les différences entre ensembles expressément selon deux ou trois catégories observables. Chacun des ensembles SLCUT et Cityhome demeure toutefois unique et peut présenter un grand nombre de caractéristiques bien précises qu'une division de l'échantillon n'appréhende pas convenablement. Nous présenterons ici les corrélations entre voisins non apparentés avec les caractéristiques observables et inobservables des quartiers selon les divers ensembles de logements publics.

i. Revenu

Le tableau 12 livre des estimations des covariances de revenu annuel à l'âge adulte entre frères et entre garçons voisins. Il utilise les résidus de la régression du revenu en valeur logarithmique sur l'âge des garçons (en valeur linéaire et quadratique) en 1998 pour une estimation des variances et des covariances dans le cas des échantillons du territoire urbain et des ensembles de logements publics[18]. Dans les cas notés où je prends également en compte les caractéristiques familiales, j'obtiens les résidus d'une régression du revenu en valeur logarithmique sur l'âge en valeur linéaire et quadratique, le revenu moyen des parents, l'état matrimonial du chef de ménage et la réception (ou non) de prestations d'aide sociale de 1992 à 1998.

Je commence par l'échantillon du territoire urbain qui permet une comparaison utile avec les échantillons des ensembles de logements publics. J'estime à 0,335 la variance « résidualisée » du territoire urbain pour le revenu en valeur logarithmique. La covariance correspondante entre frères est de 0,101. Si on divise la covariance entre frères par la variance du territoire urbain, on dégage une estimation de 0,300 pour la corrélation de revenu à l'échelle du territoire urbain[19]. La corrélation entre frères nous donne une mesure générale de la proportion de la variation de revenu qui est attribuable à toutes les caractéristiques de famille et de milieu communes aux frères. Page et Solon (1999) estiment une valeur semblable (0,316) pour la corrélation de gains entre frères aux États-Unis[20]. Fait intéressant, cette corrélation diminue un peu seulement, à 0,241, une fois prises en compte les caractéristiques familiales observables. C'est dire que mes variables de contrôle des caractéristiques de famille expliquent très mal les similitudes de gains entre frères.

---

[18] Pour la commodité de l'exposé, je parle parfois uniquement de covariance de revenu pour désigner une covariance de revenu en expression logarithmique.

[19] La variance est fondée sur toutes les familles avec garçons dans l'échantillon, alors que les covariances entre frères visent les familles avec au moins deux frères dans l'échantillon. Si on mesure la variance pour les familles comptant au moins deux frères, on ne change pas beaucoup l'estimation. Cette constatation vaut aussi pour les échantillons d'occupants de logements publics.

[20] On doit user de prudence si on compare les corrélations de territoire urbain aux corrélations de territoire national. Page et Solon voient leur corrélation de gains entre frères tomber à 0,186 après prise en compte de la ville et du secteur urbain. Il n'y a pas d'études antérieures au Canada où on ait estimé les corrélations de revenu du travail entre frères.

Si on prend maintenant l'estimation de corrélation des gains entre garçons du même secteur de dénombrement, la corrélation du revenu en seule correction de l'âge est de 0,046. Malgré la similitude à prévoir entre voisins d'un même secteur de dénombrement, la corrélation est plus de six fois inférieure à la corrélation entre frères. Si je prends les résidus de la régression du revenu en correction des caractéristiques familiales, la corrélation tombe à 0,013. Il semblerait donc que le gros de la corrélation de revenu entre voisins d'un même secteur de dénombrement puisse s'expliquer par un petit ensemble de caractéristiques familiales observables, et surtout par le revenu des parents. Ces résultats valent encore pour un sous-ensemble de familles qui ne se sont jamais réinstallées entre 1978 et l'année où le fils a eu ses 19 ans. J'estime respectivement à 0,047 et 0,007 la corrélation entre voisins chez les familles qui n'ont jamais été en réinstallation pour le revenu en seule correction de l'âge et pour le revenu en correction des antécédents familiaux.

La variation de revenu entre de petits quartiers explique fort peu la variation totale de territoire urbain et l'importante corrélation entre frères. Mais qu'en est-il de l'effet réel de taille des quartiers? Les caractéristiques de quartier qui pourraient avoir une réelle influence sur le comportement des enfants sont inconnues dans ce cadre. Pourtant, il est possible d'établir par approximation l'incidence d'un accroissement d'un écart-type de la variable latente qui comprend toutes les caractéristiques utiles, qu'elles soient observables ou non. Si la covariance entre voisins en correction des caractéristiques familiales observables est de 0,004 (estimation pour les ménages qui ne sont pas en réinstallation dans un secteur de recensement), un relèvement d'un écart-type de la qualité de quartier augmente l'écart-type de revenu de $\sqrt{0,004} = 6,3$ %. L'écart-type de revenu pour cet échantillon est de $\sqrt{0,335} = 0,579$, si bien que l'effet estimé d'une augmentation d'un écart-type de la qualité de quartier est une hausse de 3,5 % de la valeur logarithmique du revenu annuel. Cette estimation serait sans doute moindre si nous pouvions prendre en considération les effets de toutes les autres caractéristiques de famille qui ne sont donc pas déjà appréhendées par mes variables de contrôle. Ma constatation que les quartiers ne semblent guère influer à l'échelle du territoire urbain sur le revenu à l'âge adulte est précisément celle qu'ont faite Page et Solon (1999) aux États-Unis.

Prenons maintenant les échantillons d'occupants de logements publics. La variance de revenu est plus élevée pour les trois échantillons que la variance correspondante du territoire urbain. Cela peut étonner de prime abord, puisque les garçons sont issus de milieux plus homogènes que les éléments de l'échantillon du territoire urbain. On aurait pu prévoir de bas revenus pour les fils de familles à faible revenu. C'est ce qu'indique le tableau 3 en moyenne, mais bien des fils de familles à faible revenu échappent eux-mêmes à la pauvreté. Corak et Heisz (1999) montrent que le rapport est faible entre les pères à faible revenu et le revenu de leurs fils (du moins dans la population canadienne). Ce lien ténu d'association fait naître une plus grande diversité de résultats professionnels (marché du travail) ultérieurs. Les estimations de corrélation entre frères vont de 0,261 à 0,287. Les caractéristiques de famille et de milieu expliquent donc une partie appréciable de la variance de revenu entre les fils des ménages en logement public. Comme dans l'échantillon de territoire urbain, cette corrélation subsiste en majeure partie même après une prise en compte du revenu et de l'état matrimonial des parents.

J'estime une covariance de revenu faible et parfois négative entre les garçons venant des mêmes ensembles de logements publics. Pour la covariance de revenu entre voisins en seule correction de l'âge (dans le cas des occupants de logements publics), les trois estimations sont bien moindres que l'estimation de covariance du territoire urbain pour les voisins de secteur de dénombrement. Une fois prises en compte les caractéristiques de famille observables, la covariance mesurée ne change pas outre mesure par rapport à l'échantillon de territoire urbain. C'est ce à quoi on devrait s'attendre au tableau 4. Le degré de distribution entre les ensembles est bien plus bas que le degré de distribution entre secteurs de recensement sur le marché privé de l'habitation. Ainsi, la prise en compte des caractéristiques de famille devrait moins compter dans les

estimations relatives aux échantillons d'occupants de logements publics. Plus le nombre d'observations diminue, plus il est difficile de cerner les différences entre les échantillons. En général, les trois donnent des estimations convergentes de covariance, toutes centrées sur zéro. En me servant des erreurs-types en procédure « bootstrap », je ne peux rejeter l'hypothèse selon laquelle toutes les covariances estimées entre voisins seraient nulles.

Un certain nombre de petits ensembles sont groupés près de grands. Il serait peut-être bon que l'on traite les ménages d'ensembles proches les uns des autres comme des voisins. La partie inférieure du tableau 12 définit les voisins comme habitant dans un même secteur de recensement plutôt que dans un même ensemble. Les estimations ponctuelles des covariances entre voisins sont nulles en gros pour les trois échantillons après que les caractéristiques de famille observables ont été prises en compte.

ii. Gains

Les résultats sont semblables pour les estimations de covariance de gains au tableau 13. Les variances mesurées de gains sont bien supérieures aux variances de revenu du tableau précédent. L'exclusion des prestations d'aide sociale du revenu du travail pourrait expliquer ces estimations supérieures. Environ 40 % des fils dans les échantillons d'occupants de logements publics ont reçu de ces prestations au moins une fois de 1992 à 1996 (comparativement à 15 % des éléments de l'échantillon de territoire urbain). La variance des gains entre participants et non-participants du régime d'aide sociale est supérieure à la variance calculée pour les seuls non-participants. Les estimations de covariance de gains entre frères en logement public sont par ailleurs bien inférieures aux estimations de covariance de revenu. Pour l'échantillon 2 contenant des frères avec mère seule bénéficiaire du régime d'aide sociale, la corrélation de gains s'établit à 0,070 comparativement à 0,244 pour l'échantillon de territoire urbain. Les valeurs moindres pourraient être dues là encore à l'exclusion du revenu sous forme de prestations d'aide sociale.

Les estimations ponctuelles de covariance entre voisins sont proches de zéro. Ainsi, les estimations de covariance de gains en seule correction de l'âge pour les garçons habitant dans un même ensemble sont de 0,002, 0,017 et -0,002 dans les échantillons 1, 2 et 3. Ces petites covariances ne veulent pas dire qu'il ne peut y avoir d'effets significatifs. Avec une variance de gains supérieure, on obtiendra une variation supérieure d'écart-type pour une augmentation de d'un écart-type de la qualité de quartier. Ainsi, la covariance entre voisins pour les garçons ayant séjourné au moins cinq ans en logement public dans un même secteur de recensement n'est que de 0,005. Cela implique pourtant une augmentation en pourcentage de 7,1 pour l'écart-type de 0,77 des gains ou un accroissement de 5,5 % des gains totaux. Une politique visant à améliorer la qualité des logements publics d'un écart-type est tout à fait applicable. En fait, un passage de grands ensembles à de petits pourrait représenter plus qu'une telle variation. Il faut dire par ailleurs qu'aucune des estimations de covariance entre voisins en logement public n'est significativement différente de zéro. Avec une estimation grossière de l'importance des effets par les covariances entre voisins, on fait un travail imprécis lorsque la variance d'échantillon est grande. Pour mieux voir si le logement public influe sur le revenu du travail, je regarderai les gains moyens selon les ensembles.

iii. Années de réception de prestations d'aide sociale

De nombreux fils de mes échantillons d'occupants de logements publics ont touché des prestations d'aide sociale plus tard dans leur vie. Il s'agit de se demander si la participation au régime d'aide sociale varie selon les ensembles. Le tableau 14 présente les covariances estimées entre frères et garçons des mêmes ensembles

pour ce qui est du nombre d'années de réception de ces prestations de 1992 à 1998[21]. La covariance est mesurée par les résidus d'une régression sur l'âge en valeur linéaire et quadratique. L'estimation de variance du territoire urbain est de 1,51 an et la variance correspondante entre frères, de 0,30. Ainsi, les facteurs de famille et de milieu expliquent une partie estimative de 0,199 de toute la variance des années de réception.

Malgré la variance supérieure pour les échantillons d'occupants de logements publics, les corrélations entre frères pour les années de réception sont des plus convergentes. Elles sont respectivement de 0,228, 0,179 et 0,227 dans les échantillons 1, 2 et 3. Il reste que la plupart des estimations ponctuelles de la corrélation entre voisins d'ensemble et de secteur de recensement pour ces mêmes années de réception sont négatives. Aucune des estimations n'est significativement différente de zéro, d'où l'impression que la variation entre voisins sur les ensembles ne contribue guère à la détermination de la participation au régime ou du nombre d'années de réception.

iv. Années de scolarité

Un problème que posent les données DIR à partir desquelles se fait l'estimation des covariances précédentes est celui de l'omission des enfants qui n'étaient pas sur le marché du travail à l'adolescence ou qui ont quitté la maison familiale avant de commencer à produire des déclarations de revenus. La base DIR pourrait ne pas appréhender d'importantes différences entre les ensembles dans le cas des enfants qui n'ont jamais été déclarants fiscaux pendant qu'ils cohabitaient avec leurs parents. Comme vérification partielle, je procède à l'estimation des corrélations entre frères et entre voisins avec des données tout à fait différentes, celles du recensement de 1996. Ces données ne risquent pas d'être entachées des mêmes types de biais de sélection que les données DIR et offrent plus de variables d'antécédents familiaux à prendre en compte. Toutefois, on peut uniquement considérer ici les enfants qui cohabitaient avec leurs parents en 1996. Je limite mon analyse aux garçons et aux filles de 16 à 25 ans (je prends les deux sexes pour accroître la taille de l'échantillon). La variable de résultats examinée à l'aide des données du recensement est celle du nombre total d'années de scolarité, c'est-à-dire du nombre d'années de fréquentation des paliers primaire, secondaire et postsecondaire (collège communautaire ou université). Bien sûr, nombre d'enfants n'ont pas achevé leurs études dans cet échantillon. Seules les différences de scolarité dans les jeunes tranches d'âge se trouvent appréhendées. J'estime les corrélations entre frères et entre voisins après régression des années de scolarité sur un jeu complet de variables fictives de l'âge et du sexe[22]. Pour la prise en compte des caractéristiques de famille, je fais intervenir les variables fictives du revenu total, de la taille familiale et de la race et les variables de l'immigration et du faible revenu (familles se situant sous le seuil SFR). Le tableau 15 livre les résultats de l'exercice.

J'inclus les covariances estimées entre frères seulement à des fins de comparaison avec les covariances entre voisins. Si les covariances entre frères étaient petites, nous pourrions moins sûrement interpréter les covariances entre voisins estimées à l'aide des données du recensement. Les premières se calculent pour deux jeunes frères cohabitant avec les parents et n'ayant pas nécessairement achevé leurs études. J'estime la corrélation de scolarité entre frères pour le territoire urbain à 0,380, valeur étonnamment élevée compte tenu des réserves formulées. Dans le cas des échantillons d'occupants de logements publics, les valeurs de corrélation vont de 0,167 à 0,198.

[21] Le cadre de covariance ne s'applique pas bien avec des variables binaires de résultats comme un indicateur de participation au régime d'aide sociale. Il faudra poursuivre le travail afin d'adapter le cadre au traitement de telles variables.

[22] Les résultats n'ont pas changé après prise en compte de l'âge en terme linéaire et quadratique au lieu de catégories d'années d'âge.

J'estime à 0,048 la corrélation de scolarité entre enfants d'un même secteur de dénombrement. Cette corrélation devient 0,033 une fois incluses les variables de contrôle des antécédents familiaux observables. La corrélation de scolarité rajustée entre voisins est moins du dixième de la corrélation entre frères. Selon cette estimation, une augmentation d'un écart-type de la qualité de quartier se traduit par un accroissement de 0,69 du nombre d'années de scolarité. Solon et coll. estiment de même qu'un relèvement d'un écart-type de la qualité de quartier aux États-Unis détermine une hausse de 0,70 du nombre d'années d'études. Si nous considérons les estimations relatives aux occupants de logements publics, les estimations de corrélation entre voisins sont moindres, voire négatives dans certains cas. Pour se faire une idée de la taille de l'effet d'un accroissement de la qualité de quartier chez les enfants des ensembles de logements publics, on peut prendre, par exemple, l'estimation (0,012) de covariance des enfants de l'échantillon 2 ayant séjourné plus de cinq ans en logement public (c'est là une de nos estimations les plus hautes). Un relèvement d'un écart-type de la qualité d'ensemble implique comme effet une augmentation de 0,176 du nombre d'années de scolarité.

En règle générale, les estimations à l'aide des données du recensement dégagent la même tendance que les estimations DIR. Premièrement, la variation de résultats attribuable aux différences d'ensemble n'explique pour ainsi dire rien de la variation totale, alors que les différences de famille en expliquent de 20 % à 30 %. Que l'on définisse les voisins à l'intérieur d'un ensemble ou d'un groupe d'ensembles dans un secteur de recensement, les résultats seront les mêmes. Ils se vérifient également si on limite l'échantillon aux gens qui ont habité dans un ensemble tout au long de leur adolescence. Deuxièmement, les imputations grossières de l'effet sur les résultats d'un relèvement de d'un écart-type de la qualité de quartier semblent indiquer que les quartiers n'influent guère sur la réussite économique à long terme.

VII. Examen

Dans cet exposé, j'examine l'importance relative des quartiers dans leur influence sur les résultats professionnels (marché du travail) à l'âge adulte des enfants issus de familles à faible revenu par la variation des caractéristiques selon les ensembles de logements publics de Toronto. L'avantage avec un échantillon d'occupants de logements publics est que la nature de la procédure de demande de logement public empêche largement de choisir son quartier. C'est pourquoi les estimations de limite supérieure des effets de quartier dans le cas des logements publics seront sans doute plus proches des estimations « réelles » que des estimations reposant sur un échantillon de ménages du marché privé de l'habitation. Cette étude innove sur les études antérieures consacrées au logement subventionné en s'attachant aux effets sur les résultats à long terme sur le marché du travail une décennie ou plus après la participation à un programme de logement public. Elle examine aussi la variation pour plusieurs définitions de la qualité de quartier sans s'appuyer sur un groupe de « traitement » qui se réinstallerait.

Notre grande constatation est que, en moyenne, l'instruction, les gains annuels, le revenu et la participation au régime d'aide sociale dans le cas des jeunes des familles à faible revenu ne varient pas selon le degré de concentration de ménages à faible revenu dans le quartier où ces jeunes ont grandi. Les enfants de familles à faible revenu habitant dans une banlieue de la classe moyenne ne sont pas avantagés et ceux qui grandissent dans les quartiers à plus fiables revenus du centre-ville de Toronto ne s'en trouvent pas défavorisés non plus. Que la comparaison porte sur la concentration des faibles revenus dans les quartiers abritant des ensembles en hauteur ou en rangée ou sur la durée du séjour ou l'âge d'entrée en logement public, ces résultats se vérifient.

Une autre constatation est que les différences de famille joueraient beaucoup comme facteur. Si les différences d'ensemble ne sont pas à l'origine d'une grande variation des résultats sur le marché du travail, les différences de famille mesurées par les corrélations de résultats entre frères expliquent, elles, jusqu'à 30 %

de la variance totale. C'est en partie que les familles de l'échantillon ont une dépendance variable à l'égard des subventions au logement et que certaines quittent le logement public plus tôt que d'autres. Les fortes corrélations entre frères ne changent cependant pas beaucoup lorsqu'on prend en compte les variables de base du revenu et de l'état matrimonial des parents. Il faudrait pousser la recherche pour comprendre pourquoi il y a des frères qui finiront par avoir des gains annuels relativement élevés alors que d'autres dont les parents sont aussi à faible revenu s'en tireront moins bien. Dans l'ensemble, les résultats nous portent à croire que des politiques visant à améliorer les résultats des enfants issus de milieux à faible revenu seront sans doute plus profitables si elles visent les ménages en difficulté ou aux besoins spéciaux que si elles se proposent de redresser les conditions du milieu d'habitation.

Pour moi, ces résultats s'accordent largement avec ceux d'études récentes dans le cadre du programme « Moving to Opportunity » (MTO) aux États-Unis, lesquelles constatent généralement que l'emploi et les gains s'améliorent un peu chez les parents en logement public que l'on a aidés à se réinstaller dans des quartiers bien plus riches. Les parents et les enfants ont vu nettement s'accroître leur bien-être, que notre mesure soit la satisfaction générale à l'égard de l'habitation ou la fréquence de la criminalité et de la morbidité. Il reste qu'on discerne peu d'effets dans le cas des enfants réinstallés dans un meilleur quartier pour ce qui est des résultats obtenus aux examens généraux et du rendement scolaire. Dans une étude, on s'est en effet rendu compte que les suspensions et autres mesures disciplinaires étaient même plus probables chez les enfants en réinstallation dans un meilleur quartier. Il faudra attendre longtemps pour comparer les effets à long terme de l'expérience MTO aux résultats de cette étude. Pour l'instant, les constatations relatives au programme de logement public de Toronto font voir que tout avantage que tirent à court terme les parents ou les enfants d'une réinstallation dans un milieu de vie plus agréable ne se traduit pas par une amélioration ultérieure du revenu du travail ni des autres résultats professionnels. Je n'ai pas considéré d'autres résultats sur des plans comme ceux de la satisfaction générale dans la vie, de la consommation de drogue et de l'état de santé. La fréquence de la criminalité par ménage varie amplement selon les ensembles. On ne saurait écarter la possibilité que les gens placés dans de grands ensembles s'exposent plus à devenir victimes ou auteurs d'actes criminels graves. On peut à tout le moins affirmer que les familles placées dans des ensembles où sévit la criminalité ont des conditions de vie moins sûres que les autres familles qui participent au programme de logement public. Ces variables qui n'ont rien à voir avec le marché du travail pourraient être fort importantes pour le bien-être général de l'individu.

Il me reste une dernière réserve à formuler. La variation de qualité de quartier pourrait ne pas être suffisante dans l'échantillon de logements publics de Toronto pour que l'on puisse déceler des effets de quartier. Dans cette ville, les meilleurs ensembles se situent dans des secteurs où on trouve une majorité de ménages à revenu moyen. Les pires ensembles se trouvent dans des secteurs de concentration maximale de la pauvreté urbaine. Il reste que même ces ensembles ne présentent ni la dégradation ni la ségrégation caractéristiques de certains des grands ensembles de logements publics des villes américaines. Mentionnons enfin que les familles en logement public à Toronto viennent d'horizons ethniques bien plus diversifiés que ceux des familles semblables aux États-Unis.

Tableau 1
Théories de l'interaction sociale

Théorie	Concept principal	Exemples dans les recensions
1. Effets de groupe de pairs ou de modèle de comportement	Les décisions individuelles sont déterminées par les caractéristiques ou le comportement des membres de la collectivité	Akerlof (1997), Akerlof et Kranton (2000) Banjeree (1992), Brown et coll. (1986), Brown (1990), Crane (1991)
2. Externalités des réseaux sociaux	Les réseaux d'amis, de proches ou de voisins aident à trouver un emploi, à obtenir un prêt, ou à avoir de l'aide psychologique	Borjas (1995), Bertrand et coll. (2000) Coleman (1988), Granovetter (1995) Montgomery (1991)
3. Ressources locales limitées	La qualité et l'efficience des institutions locales sont limitées par les ressources de la collectivité	Beabou (1996), Durlauf (1996), Hoxby (2000)
4. Conformisme	Sans information complète, imitation des choix observés chez autrui	Bernheim (1994), Bikhchandani et coll. (1992) Jones (1984), Sah (1991)

Tableau 2

Certaines caractéristiques des secteurs de recensement (1996) pour les grands et les petits ensembles de logements publics de Toronto comparativement à celles des programmes Moving to Opportunity de Boston et de Chicago

	Toronto (1996)		Boston (1990)			Chicago (1990)		
Caractéristique du secteur	Grands ensembles du centre-ville	Diff. des moyennes petits-grands	Moyenne de contrôle	Diff. des moy. Art. 8 – Contrôle	Diff. des moy. Exp. – Contrôle	Moyenne de contrôle	Art. 8 – Moyenne de contrôle	Att. – Moyenne de contrôle
Noir	0.193	-0.08 **	0.45	-0.11	-0.198	0.993	0.900	0.572
		0.00				(0.01)	(0.21)	(0.38)
Sous seuil de faible revenu (Canada) ou ligne de la pauvreté (É.-U.)	0.494	-0.34 **	.359	-0.16	-0.254	0.750.	0.366	0.106
		0.00				(0.14)	(0.16)	(0.09)
Bénéficiaire d'aide sociale	0.343	-0.22 **	.294	-0.11	-0.202	0.586	0.312	0.102
		0.01				(0.16)	(0.13)	(0.09)
Femme chef de ménage	0.176	-0.05 **	.531	-0.15	-0.283	0.847	0.655	0.370
		0.01				(0.06)	(0.17)	(0.17)
Ménages de propriétaire-occupant	0.035	0.42 **	S.O.	S.O.	S.O.	0.0282	0.262	0.662
		0.01				0.048	0.216	0.199
Population adulte sans études secondaires	0.336	-0.09 **	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
		0.01						
Population adulte avec études secondaires ou plus	0.499	0.14 **	0.29	0.40	0.133	S.O.	S.O.	S.O.
		0.01						
Population adulte avec grade collégial	0.157	0.07 **	S.O.	S.O.	S.O.	0.081	0.154	0.230
		0.01				0.034	0.104	0.131
	13,500	27,200						
Revenu moyen des ménages ($ Cdn de 1996)	13538	27225	S.O.	S.O.	S.O.	9007	24710	48888
N	923	770	176	113	236	118	53	67

Notes : La diff. des moyennes est la différence moyenne entre les caractéristiques des secteurs de recensement parmi les ménages des « petits » ensembles de logements publics et les ménages des 7 plus grands ensembles de logements du centre-ville. Les « petits » ensembles sont les ensembles de moins de 250 logements dans les secteurs de recensement ayant moins de 25 % de ménages en deçà du seuil de faible revenu. Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses, et corrigées du regroupement au niveau des ménages; *= valeur p<0,1;**=valeur p<0,05;***. Les données pour Boston sont tirées de Katz et Kling (2000), tableau 4. Les données pour Chicago sont tirées de Rosenbaum et Denton (2000), tableau 1.

Tableau 3
Statistiques descriptives des échantillons du Toronto métropolitain et des logements publics

Chefs de ménage, 16-55 ans en 1996	Données du recensement de 1996				
	(1)	(2)	(3)	(4) Résidents en logement public	(5)
	Total, Toronto	Hors logement pubic Secteurs de recensement de logement public	Échantillon 1	Échantillon 2	Échantillon 3
	(moyennes et erreurs types de l'échantilon)				
Revenu total du ménage	53108	20832	13707	16377	7099
	(68365)	(27587)	(1642)	(10949)	(7971)
Salaire total du ménage	41266	13907	7471	3321	2020
	(58167)	(24771)	(14507)	(9749)	(4849)
Loyer mensuel	749	442	381	377	284
	(331)	(335)	(326)	(322)	(129)
Sous le seuil de faible revenu	0.22	0.64	0.78	0.91	0.87
	(0.41)	(0.48)	(0.41)	(0.28)	(0.33)
Déménagé depuis 5 ans	0.30	0.29	0.29	0.28	0.31
	(0.70)	(0.71)	(0.70)	(0.69)	(0.70)
Âge du chef de ménage	44.57	42.29	42.01	37.89	42.15
	(12.50)	(12.23)	(12.46)	(10.12)	(12.84)
Sans diplôme d'études secondaires	0.23	0.34	0.37	0.37	0.37
	(0.42)	(0.47)	(0.48)	(0.48)	(0.48)
Bacc. ou plus	0.24	0.12	0.07	0.03	0.08
	(0.43)	(0.32)	(0.26)	(0.17)	(0.27)
Femme	0.33	0.56	0.62	1.00	0.63
	(0.47)	(0.50)	(0.49)		(0.48)
Noir	0.07	0.32	0.42	0.47	0.37
	(0.25)	(0.47)	(0.49)	(0.50)	(0.48)
Immigrant	0.50	0.63	0.63	0.69	0.63
	(0.50)	(0.48)	(0.46)	(0.46)	(0.48)
Actif	0.73	0.46	0.35	0.17	0.30
	0.44	0.50	0.48	0.37	0.46
Revenu total	37877	18103	13218	13698	12015
	(51854)	(17918)	(11389)	(6935)	(12830)
Salarie total	28758	11313	6493	1605	5051
	(45646)	(18048)	(11689)	(5642)	(12542)

Tableau 3 – (suite)
Statistiques descriptives des échantillons du Toronto métropolitain et des logements publics

	Données du recensement de 1996				
Chefs de ménage, 16-55 ans en 1996	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		Hors logement public		Résidents en logement public	
	Total, Toronto	Secteurs de recensement de logement public	Échantillon 1	Échantillon 2	Échantillon 3
	(moyennes et erreurs types de l'echantillon)				
Enfants à charge au recensement, 16-25 ans					
Âge	20.53	20.11	19.97	19.65	19.80
	(3.22)	(3.15)	(3.12)	(3.13)	(3.10)
Noir	0.07	0.32	0.40	0.41	0.39
	(0.26)	(0.47)	(0.49)	(0.48)	(0.49)
Sans diplôme d'études secondaires	0.09	0.14	0.14	0.15	0.14
	(0.28)	(0.34)	(0.35)	(0.36)	(0.35)
Bacc. ou plus	0.11	0.04	0.03	0.25	0.03
	(0.32)	(0.19)	(0.17)	(0.17)	(0.16)
Inactif	0.06	0.13	0.15	0.13	0.18
	(0.23)	(0.34)	(0.35)	(0.36)	(0.38)
Employé	0.54	0.33	0.27	0.23	0.21
	(0.50)	(0.47)	(0.44)	(0.42)	(0.40)
Immigrant	0.27	0.41	0.43	0.45	0.41
	0.44	0.47	0.50	0.50	0.49
Taille de l'échantillon d'enfants	258201	8606	5180	1382	5141

Notes : L'échantillon 1 comprend tous les ménages dont le code postal les associe à la SLCUT. L'échantillon 2 comprend tous les chefs de ménage monoparentaux dirigé par une femme bénéficiaire d'aide sociale dont le code postal les associe à un ensemble de logements publics. L'échantillon 3 comprend les ménages qu'un modèle par probits permet de prédire qu'ils habitent en logement public (dont il est question dans l'annexe). L'échantillon d'enfants à charge comprend ceux qui habitent à la maison. Les échantillons comprennent à la fois les garçons et les filles.

Tableau 4
Statistiques descriptives des échantillons de Toronto et des logements publics

	Données intergénérationnelles sur le revenu				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		Hors logement public		Résidents en logement public	
	Total, Toronto	Secteurs de recensement de logement public	Échantillon 1	Échantillon 2	Échantillon 3
	(moyennes et erreurs types de l'échantillon)				
Chefs de ménage d'enfants de 26-33 ans en 1996					
Âge	60.19 (7.24)	58.92 (7.89)	58.65 (8.04)	56.61 (7.00)	55.83 (8.11)
Nombre d'enfants	2.44 (1.38)	2.70 (1.41)	2.63 (1.41)	2.63 (1.36)	3.22 (1.56)
Femme	0.18 (0.38)	0.48 (0.50)	0.61 (0.49)	1.00	0.65 (0.48)
Revenu des parents, moyenne sur 15 ans	53436 (53919)	25190 (18029)	20122 (13906)	13242 (6015)	17361 (9097)
Bénéficiaire d'aide sociale, 1992-1998	0.13 (0.34)	0.43 (0.50)	0.52 (0.50)	1.00	0.68 (0.47)
Enfants, 26-33 ans en 1996					
Âge	31.70 (2.25)	31.68 (2.22)	31.73 (2.21)	31.60 (2.23)	30.47 (1.95)
Revenu moyen, 1993-1998	31548 (33253)	24360 (20108)	23064 (17620)	21413 (15629)	21711 (14898)
Gains moyens, 1993-1998	28257 (33476)	21360 (21064)	19978 (18955)	17911 (17139)	18520 (16335)
Bénéficiaire d'aide sociale, 1992-1998	0.15 (0.36)	0.35 (0.48)	0.41 (0.49)	0.48 (0.50)	0.42 (0.49)
Au travail	0.88 (0.33)	0.82 (0.39)	0.80 (0.40)	0.77 (0.42)	0.80 (0.40)
Taille de l'échantillon	297588	12577	6559	2674	1046

Notes: L'échantillon 1 comprend tous les ménages dont le code postal les associe à la SLCUT. L'échantillon 2 comprend tous les chefs de ménage monoparentaux dirigé par une femme bénéficiaire d'aide sociale dont le code postal les associe à un ensemble de logements publics. L'échantillon 3 comprend les ménages qu'un modèle par probits permet de prédire qu'ils habitent en logement public (dont il est question dans l'annexe). Les échantillons comprennent à la fois les garçons et les filles.

Tableau 5
Certaines caractéristiques moyennes des chefs de ménage des grands ensembles de logements publics du centre-ville et des petits ensembles

	Tous les ménages		Ménages avec enfants	
Données du recensement	Grands ensembles du centre-ville	Petits ensembles	Grands ensembles du centre-ville	Petits ensembles
Noir	0.324 (0.47)	0.354 (0.48)	0.293 (0.46)	0.361 (0.48)
Célibataire	0.340 (0.47)	0.365 (0.48)	0.594 (0.49)	0.587 (0.49)
Immigrants	0.689 (0.46)	0.648 (0.48)	0.769 (0.42)	0.749 (0.43)
Sans diplôme d'études secondaires	0.472 (0.50)	0.440 (47.00)	0.471 (0.50)	0.443 (0.47)
Bacc. ou plus	0.065 (0.25)	0.070 (0.29)	0.062 (0.24)	0.061 (0.24)
Déménagé depuis 5 ans	0.532 (0.50)	0.536 (0.50)	0.522 (0.50)	0.501 (0.50)
Âge du chef de ménage	42.787 (12.63)	41.170 (11.64)	40.409 (10.66)	40.461 (9.92)
Nombre d'enfants	1.319 (1.48)	1.436 (1.44)	2.301 (1.25)	2.309 (0.49)
Revenu médian	10583	13272	12589	14160
Pourcentage de BAS	0.538 (0.50)	0.452 (0.48)	0.579 (0.49)	0.541 (0.49)
N	923	770	529	479
Données DIR				
Célibataire	S.O.	S.O.	0.564 (0.50)	0.571 (0.49)
Âge du chef de ménage	S.O.	S.O.	61.930 (8.41)	59.530 (7.83)
Pourcentage de BAS	S.O.	S.O.	0.613 (0.49)	0.613 (0.49)
Revenu médian	S.O.	S.O	15284	17172
N	S.O.	S.O.	1757	1054

Notes : « Petits » ensembles de logements publics et ménages des 7 plus grands ensembles de logements du centre-ville. Les « petits » ensembles sont définis comme les ensembles de moins de 250 logements et ceux dans les secteurs de recensement dont moins de 25 % de ménages vivent en deçà du seuil de faible revenu. Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses, et corrigées du regroupement au niveau des ménages.

Tableau 6

Résultats moyens et différences moyennes entre les jeunes des grands et plus petits ensembles de logements publics

Données du recensement (jeunes de 15-30 ans vivant à la maison)	(1) Moyenne grands ensembles	(2) Différence moyenne petits-grands sans contrôles	(3) Coeff. de variable fictive pour les petits ensembles sans contrôles d'antécédents
Total des années de scolarité	12.34	-0.076 (0.179)	0.177 (0.171)
Moins que niveau secondaire	0.15	0.005 (0.025)	0.011 (0.027)
Plus que niveau secondaire	0.16	0.007 (0.025)	0.008 (0.026)
Sans travail, non aux études	0.32	0.046 (0.032)	-0.017 (0.030)
N	226	390	390
Données DIR (Adultes de 28-35 ans en 1998 ayant vécu en logement public à l'adolescence)			
Bénéficiaire d'aide sociale	0.32	-0.028 (0.018)	-0.015 (0.018)
Revenu en expression logarithmique (hommes)	9.95	0.024 (0.024)	0.016 (0.024)
Gains en expression logarithmique (hommes)	9.84	-0.004 (0.033)	0.011 (0.033)
Nombre de fois où il n'y a pas eu de production	2.27	0.060 (0.114)	0.119 (0.112)
N (hommes)	719	1154	1154

Notes : La colonne (2) indique la différence moyenne entre les résultats chez les jeunes des « petits » ensembles de logements publics et les jeunes des 7 grands ensembles de logements du centre-ville. Les « petits » ensembles sont définis comme les ensembles de moins de 250 logements et ceux dans les secteurs de recensement dont moins de 25 % de ménages vivent en deçà du seuil de faible revenu. Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses, et corrigées du regroupement au niveau des ménages. Aucune des différences n'est significative par rapport à zéro (valeur $p<0,1$). La colonne (3) donne des estimations de coefficient fictif obtenues par régression de la variable de résultats sur les variables fictives d'âge, le sexe, le revenu des parents en expression logarithmique, l'état matrimonial des parents, selon que le père ou la mère reçoit de l'aide sociale, la taille de la famille, et les variables fictives pour la mesure indiquée de qualité du quartier. Les estimations avec estimations du recensement comprennent aussi des indicateurs faisant voir s'il s'agit de Noirs ou d'immigrants récents. Pour les variables binaires de résultats, nous avons utilisé un modèle par probits, et les estimations de coefficient indiquées sont la variation estimée de probabilité par rapport à une variation discrète de la variable fictive indiquée.

Tableau 7
Occurrences criminelles en 1992 pour les grands et les petits ensembles de logements publics

	pour 1 000 ménages		
Type d'occurence	Grands ensembles du centre-ville	Différence moyenne petits ensembles	Coeff. de variable fictive pour les petits ensembles avec contrôles des caract. familiales moyennes
Incendie volontaire	1.12	-1.12 *	-1.22
		(0.54)	(0.83)
Voies de fait causant des lésions corporelles	17.02	-12.69 ***	-11.47 ***
		(2.39)	(3.64)
Agression sexuelle	1.45	-1.45 ***	-1.40 ***
		(0.28)	(0.44)
Introduction par effraction et tentative d'introduction par effraction	22.00	-3.10	-10.93 *
		(5.01)	(6.01)
Infraction en matière de drogue	14.61	-7.53	-12.90
		(7.81)	(11.59)
Conflit entre voisins	436	-129	-119
		(94.97)	(141.83)
Mort subite	4.18	-3.78	-3.43
		(1.24) ***	(1.70) ***
N	7	35	

Notes : Les occurrences sont tous les incidents qui ont nécessité un rapport écrit de la part des Services de sécurité de la SLCUT (pour les ensembles de la SLCUT seulement). La colonne (2) indique la différence moyenne entre les occurrences de criminalité parmi les 7 « petits » ensembles de logements publics et les 35 grands ensembles de logements du centre-ville. Les « petits » ensemble sont définis comme les ensembles de moins de 250 logements et ceux dans les secteurs de recensement dont moins de 25 % des ménages vivent en deçà du seuil de faible revenu. Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. La colonne (3) montre les estimations de coefficient fictif selon la régression de la variable de résultats sur les caractéristiques moyennes des ménages de l'ensemble (comme celles montrées au tableau 1), et les variables fictives pour la mesure indiquée de fréquence de la criminalité.

Tableau 8

Moyenne et différence par rapport à la moyenne pour diverses mesures de qualité des quartiers de logements publics pour les variables de résultats du Recensement de 1996

Jeunes des ensembles de LP:	sans contrôles					avec contrôles des antécédents individuels			
	(1) Années totales de scolarité	(2) Moins que niveau second	(3) Plus que niveau second	(4) Sans travail, non aux études	(5) N	(6) Années totales de scolarité	(7) Moins que niveau second	(8) Plus que niveau second	(9) Sans travail, non aux études
selon le nombre de ménages									
Moins de 150 logements (moyenne)	12.4	0.14	0.30	0.16	688				
Entre 150 et 700 logements (diff.)	-0.135	0.004	-0.011	-0.013	1004	-0.064	0.001	-0.003	-0.015
	(0.106)	(0.017)	(0.023)	(0.018)		(0.093)	(0.017)	(0.022)	(0.017)
700 logements et plus (diff.)	0.036	0.001	0.012	-0.001	422	-0.092	0.008	0.013	-0.018
	(0.133)	(0.022)	(0.027)	(0.022)		(0.116)	(0.022)	(0.028)	(0.020)
SLCUT ou Cityhome									
SLCUT (moyenne)	12.28	0.14	0.30	0.16	1728				
Cityhome (diff.)	0.137	-0.004	0.015	-0.008	462	0.077	0.008	-0.001	0.008
	(0.114)	(0.018)	(0.024)	(0.019)		(0.098)	(0.019)	(0.024)	(0.019)
selon le pourcentage dans le secteur de recensement en deçà du SFR									
<=0,15 (moyenne)	12.1	0.15	0.29	0.17	149				
>0,15, <=0,40 (diff.)	0.158	-0.010	0.015	-0.013	965	0.126	-0.012	0.015	-0.004
	(0.190)	(0.030)	(0.041)	(0.031)		(0.164)	(0.028)	(0.032)	(0.039)
>=0,40 (diff.)	0.155	-0.008	0.017	-0.008	564	0.151	-0.012	0.005	0.008
	(0.199)	(0.032)	(0.042)	(0.032)		(0.174)	(0.028)	(0.041)	(0.046)
tours d'habitation ou maisons en rangée									
Tours d'habitation (moyenne)	12.34	0.14	0.31	0.14	827				
Maisons en rangée (diff.)	-0.013	0.001	-0.019	0.004	1068	-0.072	0.008	-0.015	0.012
	(0.099)	(0.016)	(0.021)	(0.016)		(0.090)	(0.016)	(0.022)	(0.016)

Notes : Les colonnes 1-4 montrent les moyennes brutes pour des catégories particulières de qualité du quartier, et les écarts moyens par rapport à ces moyennes pour les autres catégories. Les colonnes 6-9 montrent les estimations de coefficient fictif selon la régression de la variable de résultats pour l'âge, le sexe, le revenu des parents en expression logarithmique, l'état matrimonial des parents, le fait que le père ou la mère reçoit ou pas de l'aide sociale, la taille de la famille, pour les Noirs, les immigrants récents et les variables fictives pour la mesure indiquée de qualité du quartier. Pour les variables binaires de résultats, nous avons utilisé un modèle par probits, et les estimations de coefficient indiquées sont la variation estimée de probabilité par rapport à une variation discrète de la variable fictive indiquée. Les erreurs types sont entre parenthèses, corrigées du regroupement par ensemble. L'échantillon indique les enfants de 16-25 ans cohabitant toujours avec leurs parents en logement public.

Tableau 9

Moyenne et différence par rapport à la moyenne pour diverses mesures de qualité des quartiers de logements publics pour les variables de résultats DIR

Jeunes des ensembles de LP :	sans contrôles					avec contrôles des antécédents individuels			
	(6) Bénéficiaire d'AS	(7) Revenu (hommes)	(8) Gains (hommes)	(9) N^bre de fois sans déclaration de revenus	(10) N (pour la col. 8)	(5) Bénéficiaire d'AS	(6) Revenu (hommes)	(7) Gains (hommes)	(8) N^bre de fois sans déclaration de revenus
	en expession logarithmique					en expession logarithmique			
Selon le nombre de ménage									
Moins de 150 logements (moyenne)	0.32	10.00	9.80	2.20	1065				
Entre 150 et 700 logements (diff.)	-0.021 (0.013)	-0.003 (0.023)	0.025 (0.031)	0.175 (0.076)	3505	-0.019 (0.012)	0.001 (0.023)	0.008 (0.008)	0.015 (0.012)
700 logements et plus (dif)	0.002 (0.011)	-0.016 (0.026)	0.002 (0.036)	0.136 (0.091)	1189	0.004 (0.015)	-0.014 (0.026)	0.013 (0.089)	0.014 (0.014)
SLCUT ou Cityhome									
SLCUT (moyenne)	0.31	9.99	9.81	2.33	5432				
Cityhome (diff.)	-0.025 (0.020)	0.03 (0.036)	0.03 (0.049)	0.105 (0.119)	324	-0.017 (0.020)	0.03 (0.036)	0.102 (0.120)	-0.02 (0.019)
Selon le pourcentage dans le secteur de recensement en deça du SFA									
<=0,15 (moyenne)	0.29	10.03	9.84	2.33	390				
>0,15, <=0,40 (diff.)	0.013 (0.020)	-0.02 (0.037)	-0.02 (0.049)	0.027 (0.116)	3656	0.014 (0.020)	-0.03 (0.035)	-0.014 (0.120)	-0.03 (0.019)
>=0,40 (diff.)	0.014 (0.020)	-0.02 (0.034)	-0.02 (0.050)	-0.060 (0.122)	1710	0.013 (0.020)	-0.02 (0.036)	-0.157 (0.124)	0.00 (0.020)
tours d,habitation ou maisons en rangée									
Tours d'habitation (moyenne)	0.31	9.99	9.81	2.39	1884				
Maisons en rangée (diff.)	-0.014 (0.011)	0.005 (0.018)	0.001 (0.025)	-0.140 (0.064)	3537	0.002 (0.011)	-0.009 (0.018)	-0.060 (0.063)	-0.006 (0.010)

Notes : Les colonnes 1-4 montrent les moyennes brutes pour des catégories particulières de qualité du quartier, et les écarts moyens par rapport à ces moyennes pour les autres catégories. Les colonnes 6-9 montrent les estimations de coefficient fictif selon la régression de la variable de résultats pour l'âge, le sexe, le revenu des parents en expression logarithmique, l'état matrimonial des parents, le fait que le père ou la mère reçoit ou pas de l'aide sociale, la taille de la famille, pour les Noirs, les immigrants récents et les variables fictives pour la mesure indiquée de qualité du quartier. Pour les variables binaires de résultats, nous avons utilisé un modèle par probits, et les estimations de coefficient indiquées sont la variation estimée de probabilité par rapport à une variation discrète de la variable fictive indiquée. Les erreurs types sont entre parenthèses, corrigées du regroupement par ensemble. L'échantillon comprend les enfants entrés en logement public avant l'âge de 17 ans, et les suit après leur départ. Le revenu et les gains sont mis en moyenne entre 1993 et 1998. Il y a un bénéficiaire d'AS par personne qui reçoit un revenu du bien-être pour au moins deux années entre 1993 et 1998. La variable des colonnes 4 et 9 est le nombre total de déclarations annuelles de revenus qui sont manquantes depuis que le particulier a commencé à en produire. Les résultats avec les gains et le revenu comme variables de résultats sont estimés pour les hommes seulement.

Tableau 10

Moyenne et différence par rapport à la moyenne pour diverses mesures de qualité des quartiers de logements publics pour les occurrences de criminalité en 1992

	(3) Incendie volontaire	(4) Voies de fait causant des lésions corporelles	(5) Agression sexuelle	(6) Introduction ou tentative d'introduction par effraction	(7) Infraction en matière de drogue	(8) Conflit entre voisins	(9) Mort subite
selon le nombre de ménages				pour 1 000 logements			
Moins de 150 logements (moyenne)	0.00	4.92	0.62	18.14	6.15	366	0.31
Entre 150 et 700 logements (diff.)	0.42	7.45 *	0.61	2.69	7.75	156	1.72
	(0.9)	(3.6)	(0.5)	(6.9)	(13.0)	(152.1)	(1.7)
700 logements et plus (diff.)	1.50	16.90 ***	1.76 ***	5.00	10.14	267	5.46 ***
	(1.0)	(4.0)	(0.5)	(7.7)	(14.6)	(170.3)	(1.9)
selon le pourcentage dans le secteur de recensement en deçà du SFR							
<=0,15 (moyenne)	0.00	3.65	0.00	10.34	0.61	259	1.82
>0,15, <=0,40 (diff.)	0.30	3.17	1.32 *	4.26	7.06	203	-0.30
	(1.3)	(5.8)	(0.6)	(3.3)	(5.5)	(154.0)	(1.6)
>=0,40 (diff.)	1.26	12.18 *	1.44 *	9.81 **	14.67 ***	216	1.68
	(1.3)	(6.1)	(0.7)	(4.5)	(6.6)	(164.0)	(1.1)
tours d'habitation ou maisons en rangée							
Tours d'habitation (moyenne)	0.45	14.74	2.45	14.48	7.79	450	2.77
Maisons en rangée (diff.)	0.25	-1.58	-1.89 ***	4.54	4.35	-26	-1.78 *
	(0.3)	(5.5)	(0.7)	(3.8)	(3.8)	(158.0)	(0.8)

Notes : Les données sur les occurrences proviennent des Services de sécurité de la SLCUT pour les ensembles de la SLCUT seulement. SFR signifie seuil de faible revenu. Les tours d'habitation sont définies comme les immeubles d'au moins 5 étages. Les maisons en rangée avec (diff.) indiquent le coefficient fictif de la mesure de qualité du quartier, après contrôle des caractéristiques moyennes des ensembles (mêmes qu'au tableau 1).

Tableau 11

Régression du revenu et de l'aide sociale sur les variables des antécédents et des caractéristiques du projet, avec interaction par rapport à l'âge d'entrée, au logement public et aux années vécus dans le programme

	Variable dépendante									
	Log revenu des adultes (coefficients de régression)					Années d'aide sociale (éléments dérivés du changement de probabilité selon les estimations des probits)				
Âge	0.30	0.22	0.22	0.35	0.35	-0.01	-0.02	-0.02	0.02	0.02
	(0.12)	(0.13)	(0.13)	(0.13)	(0.13)	(0.07)	(0.08)	(0.08)	(0.07)	(0.07)
Âge au carré	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Femmes						0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
						(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Parent seul	-0.07	-0.07	-0.07	-0.08	-0.08	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Log revenu total du parent	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Parent dépendant de l'aide sociale	-0.12	-0.12	-0.11	-0.13	-0.12	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Âge d'entrée – logement public										
10-13		0.05	0.07				0.00	0.00		
		(0.03)	(0.04)				(0.02)	(0.02)		
14-16		0.01	0.03				0.00	0.00		
		(0.03)	(0.03)				(0.02)	(0.02)		
Plus de 35 % dans le SR sous le SFR	0.00	-0.01	-0.01	-0.02	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	-0.02
	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.03)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.02)
Plus de 35 % dans le SR sous le SFR *Entrée à l'âge de 10-13 ans			-0.02					0.01		
			(0.05)					(0.03)		
Plus de 35 % dans le SR en-dessous du SFR *Entrée à l'âge de 14-16 ans			0.05					0.01		
			(0.05)					(0.03)		
Années d'habitation dans un logement public										
5-10				0.00	0.00				0.00	-0.01
				(0.03)	(0.04)				(0.01)	(0.03)
11+				0.01	0.02				-0.01	-0.01
				(0.03)	(0.03)				(0.02)	(0.02)
Plus de 35 % dans le SR en-dessous du SFR *5-10 ans dans un logement public					0.01					0.01
					(0.04)					(0.03)
Plus de 35 % dans le SR en-dessous du SFR *11 ans et plus dans un logement public					-0.02					0.01
					(0.04)					(0.03)
Constante	4.09	5.38	5.41	3.31	3.25					
	(1.94)	(2.10)	(2.10)	(2.02)	(2.02)					
N	4530	4530	4530	4530	4530	9477	9477	9477	9477	9477

Remarques : Les variables omises sont moins de 35 % dans le secteur de recensement en-dessous du seuil de faible revenu et entrée avant l'âge de 10 ans dans un logement public, ou moins de cinq ans dans un logement public. Les régressions dont la variable dépendante est le revenu s'appliquent seulement aux hommes dans l'échantillon. Pour la variable dépendante binaire, la probabilité de recevoir de l'aide sociale pendant au moins deux ans entre 1993 et 1998, les coefficients résultant de l'estimation d'un modèle des probits sont présentés comme des dérivés estimatifs provenant d'une variation de l'une des variables indépendantes.

Table 12
Covariance entre frères et entre voisins des gains des adultes de sexe masculin, en expression logarithmique

	Échantillons de logements publics			
	Toronto	**Échantillon 1**	**Échantillon 2**	**Échantillon 3**
Variance	0.335 (0.007)	0.376 (0.008)	0.364 (0.012)	0.369 (0.007)
Frères				
Covariance entre frères	0.101 (0.006)	0.108 (0.019)	0.096 (0.031)	0.096 (0.018)
Covariance entre frères après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	0.081 (0.004)	0.098 (0.018)	0.086 (0.031)	0.087 (0.017)
Voisins dans les SD (échantillon de Toronto) ou les ensembles (échantillons de LP)				
Covariance entre voisins	0.015 (0.011)	0.003 (0.014)	0.011 (0.016)	-0.005 (0.015)
Covariance entre voisins après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	0.005 (0.002)	0.004 (0.013)	0.011 (0.015)	-0.004 (0.016)
Covariance entre voisins séjour >= 5 ans	0.016 (0.013)	-0.001 (0.028)	-0.002 (0.003)	-0.009 (0.026)
Covariance entre voisins, corrigée séjour >= 5 ans	0.002 (0.000)	-0.002 (0.028)	-0.002 (0.003)	-0.008 (0.026)
Voisins dans les secteurs de recensement				
Covariance entre voisins	0.013 (0.008)	0.005 (0.014)	-0.007 (0.017)	0.005 (0.014)
Covariance entre voisins après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	0.005 (0.003)	0.000 (0.014)	-0.006 (0.017)	0.000 (0.014)
Covariance entre voisins séjour >= 5 ans	0.017 (0.013)	-0.001 (0.005)	0.000 (0.009)	-0.001 (0.012)
Covariance entre voisins, corrigée séjour >= 5 ans	0.004 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.003)	-0.001 (0.013)
Taille de l'échantillon	132412	4192	1118	4884
Nombre de paires de frères	16485	772	156	889
Nombre de paires de voisins		61468	10125	88620

Notes : Les revenus des hommes sont mis en moyenne sur 6 ans pour les enfants visés par les DIR de 1993 à 1998. L'échantillon 1 comprend tous les ménages vivant dans des logements dont le code postal les associe à la SLCUT ou à Cityhome. L'échantillon 2 comprend tous les chefs de ménage monoparental dirigé par une femme dont le code postal les associe à des ensembles de logements publics. L'échantillon 3 comprend les ménages qu'un modèle par probits (dont il est question à l'annexe) permet de prédire qu'ils habitent en logement public. L'« effet » estimé est la covariance au carré pour les voisins dans un secteur de recensement avec séjour >=5 ans multiplié par la variance de l'échantillon au carré. Voir les détails dans le texte.

Table 13
Covariances entre frères et entre voisins des gains des adultes de sexe masculin, en expression logarithmique

		Échantillons de logements publics		
	Toronto	**Échantillon 1**	**Échantillon 2**	**Échantillon 3**
Variance	0.477	0.603	0.602	0.604
	(0.005)	(0.018)	(0.023)	(0.020)
Frères				
Covariance entre frères	0.116	0.102	0.042	0.153
	(0.006)	(0.031)	(0.032)	(0.032)
Covariance entre frères	0.098	0.091	0.048	0.150
après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	(0.005)	(0.028)	(0.034)	(0.032)
Voisins dans les SD (échantillon de Toronto) ou les ensembles (échantillons de LP)				
Covariance entre voisins	0.009	0.002	0.017	-0.002
	(0.008)	(0.016)	(0.042)	(0.014)
Covariance entre voisins	0.001	0.002	0.018	0.001
après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	(0.002)	(0.015)	(0.042)	(0.015)
Covariance entre voisins	0.016	0.005	0.009	0.006
séjour >= 5 ans	(0.013)	(0.004)	(0.036)	(0.018)
Covariance entre voisins, corrigée	0.002	0.005	0.012	0.005
séjour >= 5 ans	(0.000)	(0.004)	(0.036)	(0.018)
Voisins dans les secteurs de recensement				
Covariance entre voisins	0.010	0.002	0.001	0.004
	(0.008)	(0.016)	(0.032)	(0.011)
Covariance entre voisins	0.003	0.002	0.002	0.005
après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	(0.003)	(0.015)	(0.003)	(0.011)
Covariance entre voisins	0.017	0.005	-0.005	0.006
séjour >= 5 ans	(0.013)	(0.004)	(0.026)	(0.016)
Covariance entre voisins, corrigée	0.004	0.005	-0.004	0.005
séjour >= 5 ans	(0.001)	(0.004)	(0.026)	(0.016)
Taille de l'échantillon	132412	4192	2140	3337
Nombre de paires de frères	16485	659	353	518
Nombre de paires de voisins		68853	10125	55959

Notes : Les revenus des hommes sont mis en moyenne sur 6 ans pour les enfants visés par les DIR de 1993 à 1998. L'échantillon 1 comprend tous les ménage vivant dans des logements dont le code postal les associe à la SLCUT ou à Cityhome. L'échantillon 2 comprend tous les chefs de ménage monoparental dirigé pa une femme dont le code postal les associe à des ensembles de logements publics. L'échantillon 3 comprend les ménages qu'un modèle par probits (dont il es question à l'annexe) permet de prédire qu'ils habitent en logement public. L'« effet » estimé est la covariance au carré pour les voisins dans un secteur d recensement avec séjour >=5 ans multiplié par la variance de l'échantillon au carré. Voir les détails dans le texte.

Tableau 14
Covariances entre frères et entre voisins du nombre d'années de réception d'aide sociale entre 1992 et 1998

	Échantillons de logements publics			
	Toronto	**Échantillon 1**	**Échantillon 2**	**Échantillon 3**
Variance	1.515	3.655	4.221	3.980
	(0.039)	(0.097)	(0.138)	(0.132)
Frères				
Covariance entre frères	0.301	0.833	0.757	0.905
	(0.022)	(0.162)	(0.234)	(0.189)
Covariance entre frères après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	0.253	0.722	0.685	0.853
	(0.020)	(0.150)	(0.235)	(0.191)
Voisins dans les SD (échantillon de Toronto) ou les ensembles (échantillons de LP)				
Covariance entre voisins	0.039	0.030	-0.035	0.073
	(0.025)	(0.075)	(0.149)	(0.117)
Covariance entre voisins après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	0.016	0.028	-0.040	0.048
	(0.011)	(0.075)	(0.149)	(0.115)
Covariance entre voisins séjour >= 5 ans	0.025	-0.063	-0.111	-0.004
	(0.028)	(0.133)	(0.188)	(0.147)
Covariance entre voisins, corrigée séjour >= 5 ans	0.033	-0.073	-0.112	-0.028
	(0.015)	(0.129)	(0.036)	(0.140)
Voisins dans les secteurs de recensement				
Covariance entre voisins	0.033	0.009	-0.013	0.005
	(0.024)	(0.086)	(0.131)	(0.112)
Covariance entre voisins après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	0.012	0.018	-0.024	-0.055
	(0.011)	(0.088)	(0.130)	(0.095)
Covariance entre voisins séjour >= 5 ans	0.031	-0.049	-0.108	-0.069
	(0.019)	(0.104)	(0.136)	(0.125)
Covariance entre voisins, corrigée séjour >= 5 ans	0.034	-0.083	-0.127	-0.087
	(0.018)	(0.098)	(0.135)	(0.116)
Taille de l'échantillon	132412	5329	2619	3993
Nombre de paires de frères	16485	1042	502	718
Nombre de paires de voisins		98633	10125	55959

Notes : L'échantillon 1 comprend tous les ménages vivant dans des logements dont le code postal les associe à la SLCUT ou à Cityhome. L'échantillon 2 comprend tous les chefs de ménage monoparental dirigé par une femme dont le code postal les associe à des ensembles de logements publics. L'échantillon 3 comprend les ménages qu'un modèle par probits (dont il est question à l'annexe) permet de prédire qu'ils habitent en logement public. L'« effet » estimé est la covariance au carré pour les voisins dans un secteur de recensement avec séjour >=5 ans multiplié par la variance de l'échantillon au carré. Voir les détails dans le texte.

Tableau 15
Covariances entre frères et voisins tu total des années de scolarité

	Échantillons de logements publics			
	Toronto	**Échantillon 1**	**Échantillon 2**	**Échantillon 3**
Variance	3.826 (0.043)	3.360 (0.190)	2.706 (0.294)	3.321 (0.196)
Frères				
Covariance entre frères	1.455 (0.041)	0.563 (0.101)	0.538 (0.125)	0.658 (0.098)
Covariance entre frères après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	1.319 (0.039)	0.490 (0.177)	0.501 (0.104)	0.555 (0.087)
Voisins dans les SD (échantillon de Toronto) ou les ensembles (échantillons de LP)				
Covariance entre voisins	0.185 (0.065)	-0.015 (0.131)	-0.028 (0.156)	-0.165 (0.229)
Covariance entre voisins après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	0.125 (0.028)	-0.059 (0.111)	-0.025 (0.156)	-0.197 (0.211)
Covariance entre voisins séjour >= 5 ans	0.211 (0.053)	-0.124 (0.066)	0.009 (0.036)	0.006 (0.018)
Covariance entre voisins, corrigée séjour >= 5 ans	0.142 (0.074)	-0.115 (0.066)	0.012 (0.036)	0.005 (0.018)
Voisins dans les secteurs de recensement				
Covariance entre voisins	0.204 (0.081)	-0.032 (0.089)	-0.012 (0.169)	-0.049 (0.104)
Covariance entre voisins après contrôle pour les caractéristiques familiales observables	0.126 (0.020)	-0.063 (0.078)	0.010 (0.168)	-0.085 (0.082)
Covariance entre voisins séjour >= 5 ans	0.231 (0.088)	-0.133 (0.075)	0.003 (0.204)	-0.134 (0.092)
Covariance entre voisins, corrigée séjour >= 5 ans	0.152 (0.077)	-0.097 (0.064)	0.121 (0.156)	-0.072 (0.069)
Taille de l'échantillon	91212	1341	607	1819
Nombre de paires de frères	35043	542	440	1522
Nombre de paires de voisins		13109	2800	16289

Notes : L'échantillon du recensement de 1996 est pour les enfants de 16-25 ans vivant avec leur père ou leur mère ou les deux. L'échantillon 1 comprend tous les ménages vivant dans des logements dont le code postal les associe à la SLCUT ou à Cityhome. L'échantillon 2 comprend tous les chefs de ménage monoparental dirigé par une femme dont le code postal les associe à des ensembles de logements publics. L'échantillon 3 comprend les ménages qu'un modèle par probits (dont il est question à l'annexe) permet de prédire qu'ils habitent en logement public. L'« effet » estimé est la covariance au carré pour les voisins dans un secteur de recensement avec séjour >=5 ans multiplié par la variance de l'échantillon au carré. Voir les détails dans le texte.

Tableau A1
Moyenne et différence par rapport à la moyenne pour diverses mesures de qualité des quartiers avec contrôles pour l'âge, le sexe et les antécédents familiaux

	Échantillon 1 de logements publics								
	Variables du recensement					Variables DIR			
Jeunes des ensembles de LP :	(1) Années totales de scolarité	(2) Moin que niveau second.	(3) Inactif	(4) Plus que niveau second.	(5) N	(6) Bénéficiaires d'AS	(7) Revenus (hommes)	(8) Gains (hommes)	(10) N (pour la col.8)
							(en expression logarithmique)		
selon le nombre de ménages									
Moins de 150 logements (moyenne)	12.26	0.14	0.16	0.29	353.00	0.31	10.01	9.81	598.00
Entre 150 et 700 logements (diff.)	-0.078 (0.136)	-0.009 (0.022)	-0.010 (0.023)	0.012 (0.030)	753.00	-0.016 (0.015)	0.001 (0.027)	0.007 (0.037)	2357.00
700 logements et plus (diff.)	0.138 (0.152)	-0.004 (0.025)	-0.011 (0.026)	0.021 (0.033)	421.00	0.007 (0.016)	-0.016 (0.030)	-0.018 (0.041)	906.00
SLCUT ou Cityhome									
SLCUT (moyenne)	12.04	14.90	0.17	0.24	571.00	0.31	9.99	9.81	2028.00
Cityhome (diff.)	0.023 (0.186)	0.013 (0.038)	-0.002 (0.039)	-0.017 (0.035)	104.000	-0.019 (0.023)	0.02 0.05	-0.01 0.06	112.00
selon le pourcentage dans le secteur de recensement en deçà du SFR									
<=0,15 (moyenne)	12.17	0.16	0.17	0.28	87.00	0.29	10.03	9.84	259.00
>0,15, <=0,40 (diff.)	0.076 (0.246)	-0.014 (0.039)	-0.019 (0.040)	0.013 (0.053)	551.00	0.012 (0.022)	0.00 0.04	-0.02 0.05	2393.00
>=0,40 (diff.)	0.187 (0.248)	-0.026 (0.039)	-0.023 (0.040)	0.021 (0.053)	487.00	0.029 (0.022)	-0.01 0.04	-0.02 0.05	1209.00

Tableau A1 – (suite)
Moyenne et différence par rapport à la moyenne pour diverses mesures de qualité des quartiers avec contrôles pour l'âge, le sexe et les antécédents familiaux

	Échantillon 1 de logements publics								
	Variables du recensement					Variables DIR			
Jeunes des ensembles de LP :	(1) Années totales de scolarité	(2) Moin que niveau second.	(3) Inactif	(4) Plus que niveau second	(5) N	(6) Bénéficiaires d'AS	(7) Revenus (hommes)	(8) Gains (hommes)	(10) N (pour la col.8)
tours d'habitation ou maisons en rangée							(en expression logarithmique)		
Tours d'habitation (moyenne)	12.29	0.14	0.14	0.32	737.00	0.32	9.99	9.81	1402.00
Maisons en rangée (diff.)	-0.041	-0.006	0.008	-0.018	604.00	0.00	-0.02	-0.02	2250.00
	(0.115)	(0.019)	(0.019)	(0.026)		0.02	0.02	0.03	
grands ou petits ensembles de maisons en rangée									
Moins de 250 logements, sans tours d'habitation dans SR ayant moins de 25 % en deçà du SFR	12.02	0.15	0.15	0.29	112.00	0.28	10.04	9.83	425.00
Grands ensembles	0.218	-0.005	-0.002	0.03	374.00	-0.01	0.00	0.00	871.00
(différence)	(0.258)	(0.038)	(0.037)	0.050394		0.020306	0.0356171	0.0488813	

Notes : Les tableaux présentent les moyennes brutes pour certaines catégories de qualité du quartier, et les écarts moyens par rapport à ces moyennes pour les autres catégories pour l'ensemble des jeunes dans les ensembles de logements publics en correspondance unique. Les erreurs types sont entre parenthèses. Sauf pour les colonnes 7 et 8, les échantillons comprennent à la fois les hommes et les femmes. Les tailles d'échantillon dans la colonne 10 sont pour l'échantillon d'hommes utilisé dans la colonne 8. L'échantillon du recensement comprend les enfants de 16-25 ans vivant toujours en logement public avec leurs parents. L'échantillon DIR comprend les enfants entrés en logement public avant l'âge de 17 ans, et les suit après leur départ. Le revenu et les gains sont mis en moyenne entre 1993 et 1998. Il y a un bénéficiaire d'AS par personne qui reçoit un revenu du bien-être pour au moins deux années entre 1993 et 1998. La variable de la colonne 9 est le nombre total de déclarations annuelles de revenu qui sont manquantes depuis que le particulier a commencé à en produire. Voir le texte pour les autres détails.

Table A2
Moyenne et différence par rapport à la moyenne pour diverses mesures de qualité des quartiers avec contrôles pour l'âge, le sexe et les antécédents familiaux

	Échantillon 2 de logements publics								
	Variables du recensement					Variables DIR			
Jeunes des ensembles de LP :	(1) Années totales de scolarité	(2) Moins que niveau second	(3) Inactif	(4) Plus que niveau second	(5) N	(6) Bénéficiaires d'AS	(7) Revenus (hommes)	(8) Gains (hommes)	(10) N (pour la col. 8)
						(en expression logarithmique)			
selon le nombre de ménages									
Moins de 150 logements (moyenne)	12.19	0.15	0.17	0.25	169.00	0.38	9.95	9.71	437.00
Entre 150 et 700 logements (diff.)	-0.106 (0.162)	0.020 (0.033)	-0.020 (0.034)	-0.026 (0.033)	358.00	-0.012 (0.026)	0.005 (0.031)	0.058 (0.044)	1306.00
700 logements et plus (diff.)	-0.164 (0.204)	0.013 (0.042)	0.013 (0.045)	-0.030 (0.036)	128.00	-0.021 (0.033)	0.033 (0.037)	-0.029 (0.051)	397.00
SLCUT ou Cityhome									
SLCUT (moyenne)	12.04	14.90	0.17	0.24	571.00	0.38	9.94	9.71	2028.00
Cityhome (diff.)	0.023 (0.186)	0.013 (0.038)	-0.002 (0.039)	-0.017 (0.035)	104.000	0.050 (0.048)	0.02 0.05	-0.01 0.06	112.00
selon le pourcentage dans le secteur de recensement en deçà du SFR									
<=0,15 (moyenne)	12.19	0.15	0.18	0.02	27.00	0.37	10.02	9.74	116.00
>0,15, <=0,40 (diff.)	0.214 (0.353)	-0.014 (0.067)	-0.016 (0.052)	0.010 (0.043)	297.00	0.017 (0.043)	-0.01 0.05	-0.01 0.05	1372.00
>=0,40 (diff.)	0.101 (0.364)	-0.018 (0.055)	-0.005 (0.047)	0.009 (0.056)	194.00	0.017 (0.044)	-0.02 0.06	-0.01 0.04	652.00

Table A2 – (suite)
Moyenne et différence par rapport à la moyenne pour diverses mesures de qualité des quartiers avec contrôles pour l'âge, le sexe et les antécédents familiaux

	Échantillon 2 de logements publics								
	Variables du recensement					Variables DIR			
Jeunes des ensembles de LP :	(1) Années totales de scolarité	(2) Moins que niveau second	(3) Inactif	(4) Plus que niveau second.	(5) N	(6) Bénéficiaires d'AS	(7) Revenus (hommes)	(8) Gains (hommes)	(10) N (pour la col. 8)
							(en expression logarithmique)		
tours d'habitation ou maisons en rangée									
Tours d'habitation (moyenne)	11.98	0.15	0.17	0.25	272.00	0.37	9.92	9.72	629.00
Maisons en rangée (diff)	-0.016 (0.160)	-0.0.20 (0.029)	-0.006 (0.030)	-0.014 (0.034)	313.00	0.01 0.02	0.01 0.03	0.01 0.04	1375.00
grands ou petits ensembles de maisons en rangée									
Moins de 250 logements, sans tours d'habitation dans SR ayant moins de 25% en deçà du SFR	12.16	0.14	0.15	0.25	51.00	0.38	9.94	9.71	285.00
Grands ensembles (différence)	-0.094 (0.342)	0.016 (0.061)	0.047 (0.065)	-0.01 0.061913	127.00	0.02 0.0399073	0.00 0.0458	0.02 0.0638884	430.00

Notes : Les tableaux présentent les moyennes brutes pour certaines catégories de qualité du quartier, et les écarts moyens par rapport à ces moyennes pour les autres catégories pour l'ensemble des jeunes des familles monoparentales dirigées par une femme bénéficiaire d'aide sociale. Les erreurs types sont entre parenthèses. Sauf pour les colonnes 7 et 8, les échantillons comprennent à la fois les hommes et les femmes. Les tailles d'échantillon dans la colonne 10 sont pour l'échantillon d'hommes utilisé dans la colonne 8. L'échantillon du recensement comprend les enfants de 16-25 ans vivant toujours en logement public avec leurs parents. L'échantillon DIR comprend les enfants entrés en logement public avant l'âge de 17 ans, et les suit après leur départ. Le revenu et les gains sont mis en moyenne entre 1993 et 1998. Il y a un bénéficiaire d'AS per personne qui reçoit un revenu du bien-être pour au moins deux années entre 1993 et 1998. La variable de la colonne 9 est le nombre total de déclarations annuelles de revenu qui sont manquantes depuis que le particulier a commencé à en produire. Voir le texte pour les autres détails.

Table A3
Moyenne et différence par rapport à la moyenne pour diverses mesures de qualité des quartiers avec contrôles pour l'âge, le sexe et les antécédents familiaux

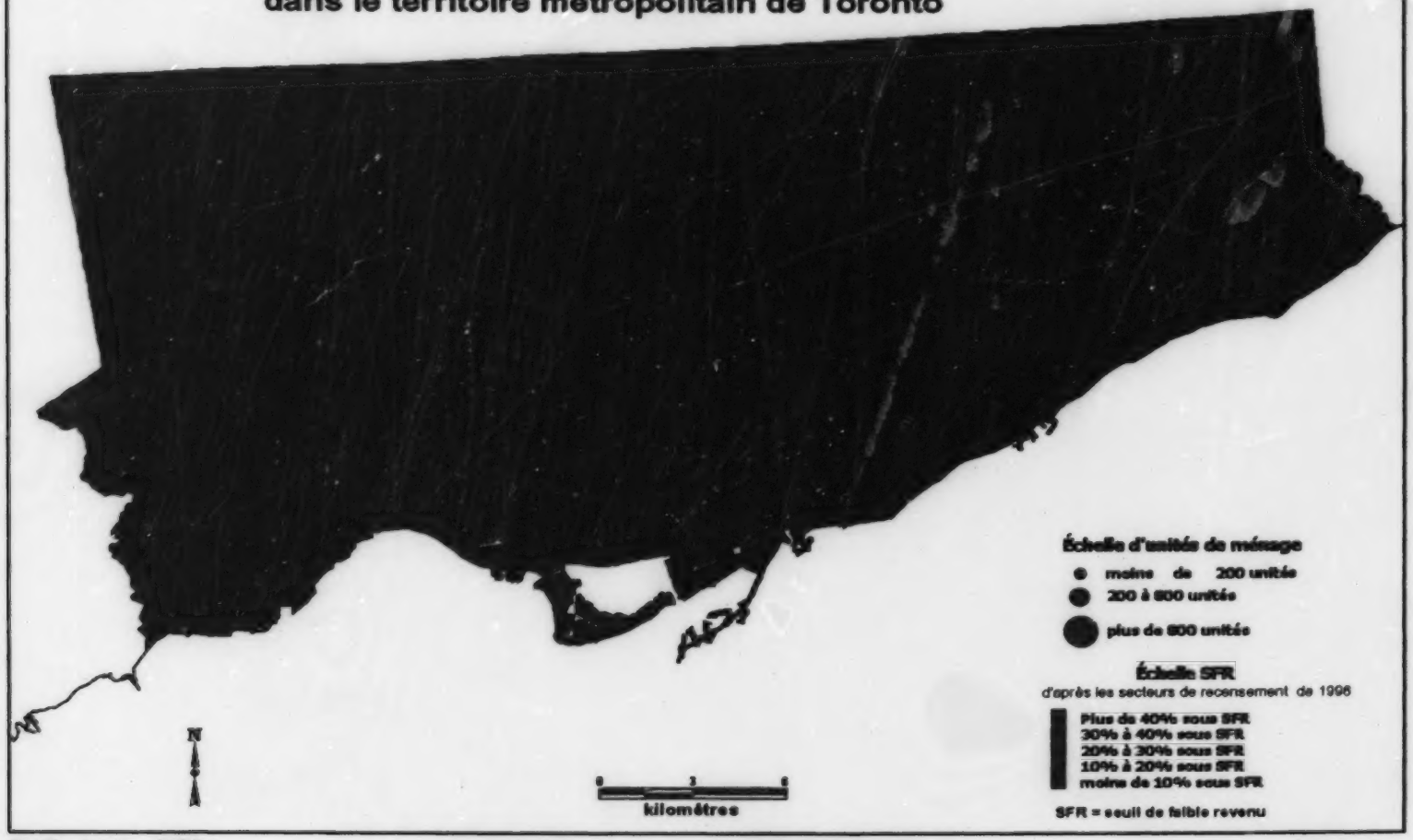
	Échantillon 3 de logements publics								
	Variables du recensement					Variables DIR			
Jeunes des ensembles de LP :	(1) Années totales de scolarité	(2) Moins que niveau second	(3) Inactif	(4) Plus que niveau second	(5) N	(6) Bénéficiaires d'AS	(7) Revenus (hommes)	(8) Gains (hommes)	(10) N (pour la col. 8)
						(en expression logarithmique)			
selon le nombre de ménages									
Moins de 150 logements (moyenne)	12.33	0.14	0.16	0.29	647.00	0.29	9.99	9.78	149.00
Entre 150 et 700 logements (diff.)	-0.105	0.004	-0.013	-0.004	976.00	-0.010	0.043	0.009	402.00
	(0.108)	(0.018)	(0.018)	(0.023)		(0.036)	(0.096)	(0.078)	
700 logements et plus (diff.)	0.013	0.007	0.008	0.016	361.00	-0.007	-0.041	-0.022	155.00
	(0.139)	(0.023)	(0.024)	(0.030)		(0.042)	(0.076)	(0.067)	
SLCUT ou Cityhome									
SLCUT (moyenne)	12.26	0.15	0.16	0.29	1627.00	0.27	10.03	9.80	690.00
Cityhome (diff.)	0.155	-0.009	-0.010	0.012	433.000	0.032	-0.04	-0.02	16.00
	(0.115)	(0.019)	(0.019)	(0.025)		(0.051)	0.06	0.07	
selon le pourcentage dans le secteur de recensement en deçà du SFR									
<=0,15 (moyenne)	11.93	0.16	0.19	0.28	147.00	0.30	10.03	9.81	33.00
>0,15, <=0,40 (diff.)	0.281	-0.013	-0.032	0.042	915.00	-0.007	-0.03	-0.03	476.00
	(0.190)	(0.031)	(0.032)	(0.041)		(0.043)	0.07	0.05	
>=0,40 (diff.)	0.266	-0.021	-0.014	0.041	496.00	-0.021	-0.03	-0.03	197.00
	(0.200)	(0.033)	(0.034)	(0.043)		(0.046)	0.06	0.08	

Table A3 – (suite)
Moyenne et différence par rapport à la moyenne pour diverses mesures de qualité des quartiers avec contrôles pour l'âge, le sexe et les antécédents familiaux

	Échantillon 3 de logements publics								
	Variables du recensement					Variables DIR			
	(1) Années totales de scolarité	(2) Moins que Niveau second	(3) Inactif	(4) Plus que niveau second	(5) N	(6) Bénéficiaires d'AS	(7) Revenus (hommes)	(8) Gains (hommes)	(10) N (pour la col. 8)
tours d'habitation ou maisons en rangée							(en expression logarithmique)		
Tours d'habitation (moyenne)	12.28	0.14	0.15	0.31	751.00	0.29	10.04	9.82	74.00
Maisons en rangée (diff)	0.040	0.001	-0.004	-0.018	1020.00	0.01	-0.06	-0.06	571.00
	(0.101)	(0.017)	(0.017)	(0.022)		0.05	0.07	0.08	
Grands ou petits ensembles de maisons en rangée									
						0.30	10.01	(9.82)	122.00
Moins de 250 logements, sans tours d.habitation dans SR ayant moin de 25% en deça du SFR	12.01	0.17	0.19	0.28	209.00				
Grand ensembles (différence)	0.359	-0.005	-0.003	0.01	327.00	-0.02	-0.03	-0.03	134.00
	(0.205)	(0.033)	(0.034)	0.040693		0.0492818	0.0734923	0.078001	

Notes : Les tableaux présentent les moyennes brutes pour certaines catégories de qualité du quartier, et les écarts moyens par rapport à ces moyennes pour les autres catégories dans l'échantillon 3 de logements publics. Les erreurs types sont entre parenthèses. Sauf pour les colonnes 7 et 8, les échantillons comprennent à la fois les hommes et les femmes. Les tailles d'échantillon dans la colonne 10 sont pour l'échantillon d'hommes utilisé dans la colonne 8. L'échantillon du recensement comprend les enfants de 16-25 ans vivant toujours en logement public avec leurs parents. L'échantillon DIR comprend les enfants entrés en logement public avant l'âge de 17 ans, et les suit après leur départ. L'échantillon comprend les enfants entrés en logement public avant l'âge de 17 ans, et les suit après leur départ. Le revenu et les gains sont mis en moyenne entre 1993 et 1998. Il y a un bénéficiaire d'AS par personne qui reçoit un revenu du bien-être pour au moins deux années entre 1993 et 1998. La variable de la colonne 9 est le nombre total de déclarations annuelles de revenu qui sont manquantes depuis que le particulier a commencé à en produire. Voir le texte pour les autres détails.

Figure 1: Projets de logements publics SLCUT et Cityhome dans le territoire métropolitain de Toronto



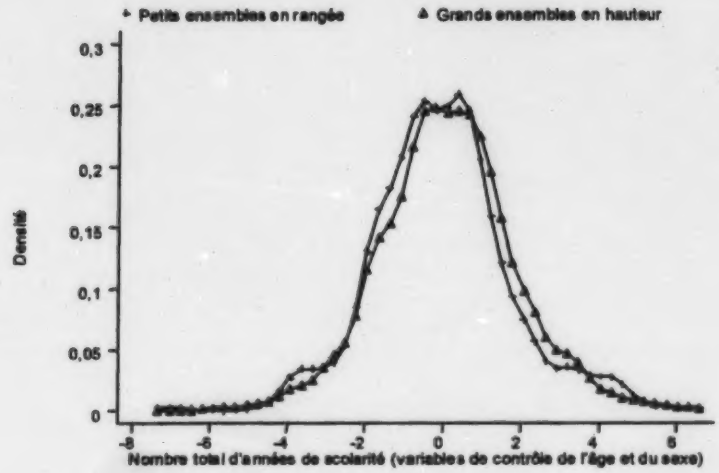
Statistics Canada / Statistique Canada

Source: 1996 Census of Canada. Produced by the Geography Division, Statistics Canada, 2001
Recensement du Canada, 1996. Préparé par la division de la géographie, Statistique Canada, 2001

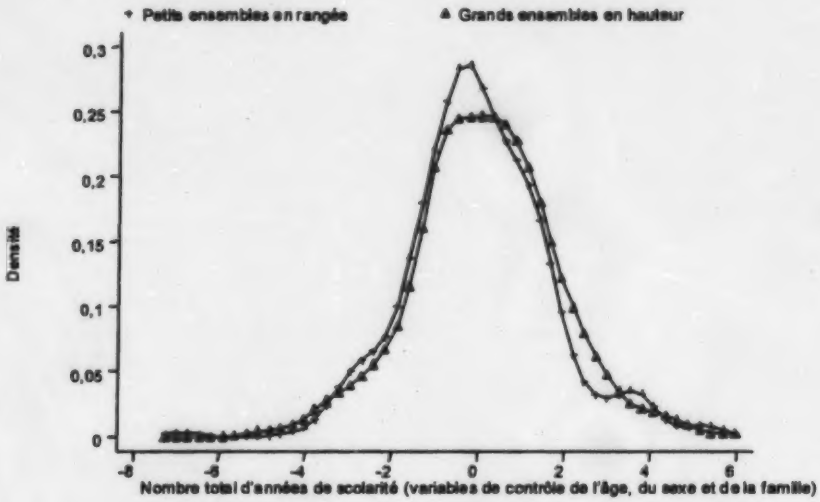
Canada

Figure 2
Densités noyau du nombre total d'années de scolarité pour les petits et les grands ensembles de logements publics

Variables de contrôle de l'âge et du sexe : plage = 0,45

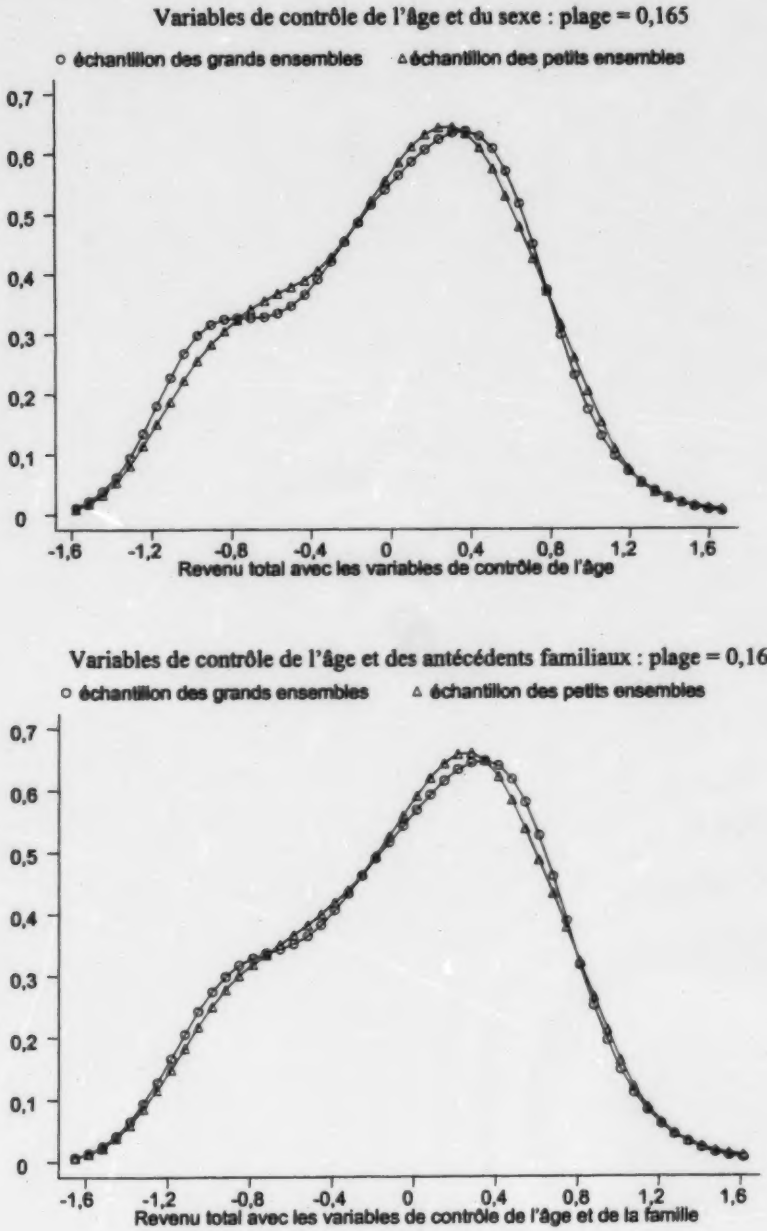


Variables de contrôle de l'âge, du sexe et des antécédents familiaux : plage = 0,45



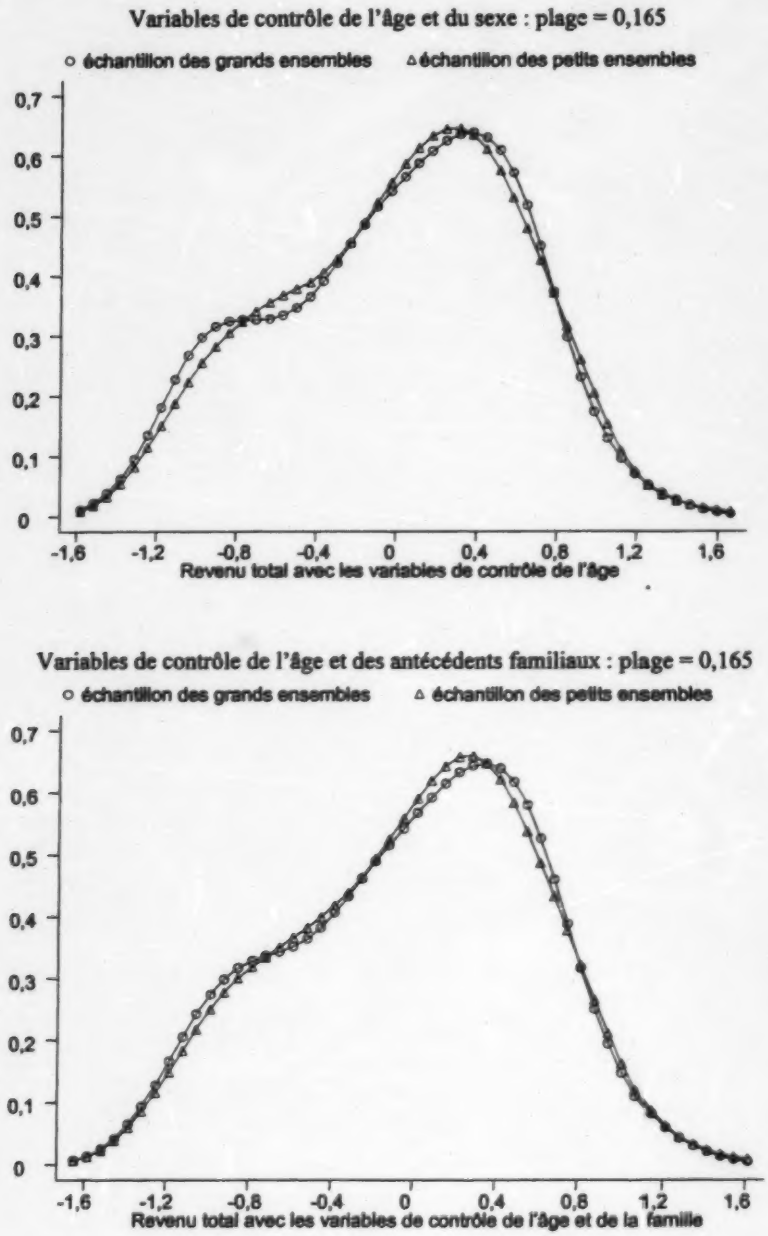
Nota : On se sert des résidus de la régression du nombre total d'années de scolarité sur un jeu complet de variables fictives de l'âge et du sexe pour l'échantillon de jeunes ayant grandi en logement public selon les données du recensement de 1996 afin d'estimer les deux densités noyau en superposition dans la première partie du tableau. Dans le premier cas, il s'agit de l'échantillon d'occupants des six grands ensembles et, dans le second, de l'échantillon d'occupants de petits ensembles comptant au plus 250 maisons en rangée dans des secteurs de recensement où moins du quart des ménages se situent sous le seuil SFR. La seconde partie présente des estimations de densité par les résidus de la régression du nombre total d'années de scolarité sur les variables de contrôle de l'âge, du sexe et des antécédents familiaux. On trouvera plus de détails à ce sujet dans le texte.

Figure 3
Densités noyau du revenu total en expression logarithmique pour les hommes des petits et des grands ensembles de logements publics



Nota : On se sert des résidus de la régression du revenu total moyen en expression logarithmique sur un jeu complet de variables fictives de l'âge et du sexe selon les données DIR afin d'estimer les deux densités noyau en superposition dans la première partie du tableau. Il s'agit dans le premier cas de l'échantillon d'occupants des six grands ensembles et, dans le second, de l'échantillon d'occupants de petits ensembles d'au plus 250 maisons en rangée dans des secteurs de recensement où moins du quart des ménages se situent sous le seuil SFR. La seconde partie présente des estimations de densité par les résidus de la régression du revenu en expression logarithmique sur les variables de contrôle de l'âge, du sexe et des antécédents familiaux. On trouvera plus de détails à ce sujet dans le texte.

Figure 4
Densités noyau des gains totaux en expression logarithmique pour les hommes des petits et des grands ensembles de logements publics



Nota : On se sert des résidus de la régression des gains totaux moyens en expression logarithmique sur un jeu complet de variables fictives de l'âge et du sexe selon les données DIR afin d'estimer les deux densités noyau en superposition dans la première partie du tableau. Il s'agit dans le premier cas de l'échantillon d'occupants des six grands ensembles et, dans le second, de l'échantillon d'occupants de petits ensembles d'au plus 250 maisons en rangée dans des secteurs de recensement où moins du quart des ménages se situent sous le seuil SFR. La seconde partie présente des estimations de densité par les résidus de la régression des gains en expression logarithmique sur les variables de contrôle de l'âge, du sexe et des antécédents familiaux. On trouvera plus de détails à ce sujet dans le texte.

Annexe A : Estimation des corrélations entre frères et entre voisins[23]

L'échantillon d'occupants de logements publics est d'un âge variable. Pour une correction des différences de résultats selon les différences de durée de vie, je fais une régression de toutes les variables de résultats sur les variables fictives de l'âge. Si Y_{ifp} désigne cette mesure « résidualisée » de résultats pour le membre i de la famille f de l'ensemble p, il est mesuré en écart par rapport à la moyenne. J'estime la variance $E(Y_{ifp})$ comme moyenne pondérée du carré moyen d'échantillon de y_{ifp} :

$$\text{(A1)} \quad \hat{\sigma}^2 = \sum_{p=1}^{P}\sum_{f=1}^{F_p}\sum_{i=1}^{I_{fp}} y_{ifp}^2 \Big/ \sum_{p=1}^{P}\sum_{f=1}^{F_p} I_{fp}$$

où I_{fp} est le nombre de membres de la famille f dans l'ensemble p, F_p est le nombre de familles de cet ensemble p et P est le nombre total d'ensembles dans l'échantillon. On peut mieux estimer la covariance entre frères en tirant parti de la variation effective du nombre de frères par famille et du nombre de familles par ensemble. Une pondération des familles avec plus de frères et des ensembles avec plus de familles est plus riche en information. Suivant en cela Solon et coll. (2000), je mesure ainsi la covariance entre frères :

$$\text{(A2)} \quad \hat{\sigma}^2 = \sum_{p=1}^{P} W_p \left\{ \sum_{f=1}^{F_p} W_{fp} \left\{ \sum_{i \neq i'} y_{ifp} y_{i'fp} / [I_{fp}(I_{fp}-1)/2] \right\} \Big/ \sum_{f=1}^{F_p} W_{fp} \right\} \Big/ \sum_{p=1}^{P} W_p$$

où W_{fp} est la valeur de pondération attribuée à la famille f de l'ensemble p et W_p est celle qui est attribuée à l'ensemble p.

La variable $W_{fp} = \sqrt{[I_{fp}(I_{fp}-1)/2]}$ est la racine carrée du nombre de paires distinctes de frères dans la famille f et $W_p = \sum_{f=1}^{F_p} W_{fp}$, le nombre de paires distinctes dans l'ensemble p.

J'estime la covariance entre voisins par l'équation suivante :

$$\text{(A3)} \quad \hat{\eta}^2 = \sum_{p=1}^{P} W_p \left\{ \sum_{f \neq f'} W_{ff'p} \left\{ \sum_{i=1}^{I_{fp}} \sum_{i'=1}^{I_{f'p}} y_{ifp} y_{i'f'p} / (I_{fp} I_{f'p}) \right\} \Big/ \sum_{f \neq f'} W_{ff'p} \right\} \Big/ \sum_{p=1}^{P} W_p ,$$

où $W_{ff'p} = \sqrt{I_{fp} I_{f'p}}$. Pour l'énoncer au long, je calcule la covariance moyenne pour chaque paire de voisins non apparentés dans chaque ensemble. Je prends une moyenne des diverses covariances d'ensemble (par rapport à la moyenne d'effectif d'échantillon) sur les ensembles. Solon et coll. attribuent une valeur de pondération supérieure aux quartiers où il y a plus d'observations de voisins. Dans le cas des échantillons d'occupants de logements publics, il y aura moins d'observations pour les petits ensembles. Pour ne pas avoir à attribuer une valeur de pondération supérieure aux ensembles ayant plus d'observations, je donne un même poids à tous les ensembles par l'égalité $W_p = 1$[24]. Une autre solution est de regrouper les ensembles d'un

[23] On trouvera dans Solon et coll. (2000) d'autres explications au sujet de l'estimation des covariances entre voisins.

[24] Si on attribue une valeur de pondération supérieure aux ensembles ayant plus d'observations, on réduit les erreurs-types et prête plus de force aux résultats et aux conclusions.

même secteur de recensement, ce qui permet d'accroître l'échantillon en vue du calcul de la covariance entre voisins.

J'estime les erreurs-types par procédure « bootstrap » avec une suite de 100 demi-échantillons choisis au hasard au niveau des ensembles. Pour tout paramètre μ, si $\hat{\mu}$ représente l'estimation de tout l'échantillon et $\hat{\mu}_k$ l'estimation du $k^{ième}$ demi-échantillon, la variance de $\hat{\mu}_k$ est estimée de la manière suivante :

(A4) $$Var(\hat{\mu}) = \sum_{k=1}^{100} (\hat{\mu}_k - \hat{\mu})^2 / 100 .$$

Annexe B : Particularités des données

Dans cette annexe, nous décrirons en détail la base de données intergénérationnelles sur le revenu (DIR) et les échantillons à l'origine des résultats présentés à la section VI.

A. Base de données intergénérationnelles sur le revenu

Corak et Heisz (1999) et Corak (2001) exposent comment la base DIR a vu le jour à l'aide des dossiers administratifs d'impôt sur le revenu dont dispose Statistique Canada. Cet ensemble de données renseigne sur tous les particuliers de 16 à 19 ans en 1982, 1984 et 1986 qui ont produit une déclaration de revenus au Canada pendant qu'ils cohabitaient avec leurs parents. On met les mères et les pères en correspondance avec ces jeunes à l'aide du fichier des familles T1 pour l'année de déclaration fiscale des enfants. Ce fichier fait l'appariement des membres de la famille de chaque déclarant fiscal par les numéros d'assurance sociale, les noms et les adresses. Dans ce cas, il ne s'agit pas nécessairement des parents biologiques, mais plutôt du chef de ménage masculin ou féminin au moment du raccordement. La base DIR vise un certain nombre de frères et sœurs s'ils appartiennent à la même cohorte de déclarants fiscaux sur la période de six ans. Par une mise en correspondance des numéros d'identification de famille (FIN), on repère les frères et sœurs. Harris et Lucaciu (1994) décrivent comment on a produit les données FIN à l'aide du fichier des familles T1.

B. Règles de troncation pour les variables

Pour l'établissement des moyennes de revenu sur un certain nombre d'années, je n'ai pris que les années où le revenu total était de plus de 1 000 $. Les valeurs manquantes par absence de déclaration fiscale une année sont exclues du calcul. Si je compte les années manquantes comme valeurs nulles de revenu des parents, le coefficient revenu des parents-gains de l'enfant en expression logarithmique tombe de 0,21 à 0,15 pour les échantillons combinés. Les corrélations entre frères et entre voisins demeurent à peu près les mêmes. Si je compte les années manquantes comme valeurs nulles de revenu de l'enfant parvenu à l'âge adulte, la corrélation entre frères tombe alors de 0,26 à 0,17 pour les échantillons confondus (la corrélation entre voisins reste presque nulle).

C. Pondération des données DIR

Cook et Demnati (2000) exposent la méthode de pondération en détail. Comme la base DIR n'appréhende pas les gens qui n'ont pas produit de déclaration de revenus à l'adolescence pendant qu'ils cohabitaient avec leurs parents, chacune des trois cohortes est en sous-représentation de la population canadienne. À comparer aux estimations démographiques du recensement de 1986, les estimations DIR sous-représentent la population des cohortes de 28 %. Pour les enfants de familles où les parents ont un revenu inférieur, le taux de représentation est plus bas. Par rapport à un échantillon complet de déclarants fiscaux canadiens en 1998, la base DIR n'appréhende pas 56,2 % et 39,8 % des enfants des familles où les parents ont respectivement un revenu de moins de 10 000 $ et un revenu se situant entre 10 000 $ et 19 000 $. Plus le revenu des parents s'élève, plus le taux de représentation augmente. Le taux de représentation des enfants dont les parents ont un revenu de plus de 40 000 $ dépasse les 75 %. La représentation varie selon le sexe et le secteur, mais les différences en question ne sont pas aussi marquées.

Les valeurs de pondération se calculent en deux étapes. D'abord, on élabore une pondération de base pour 11 tranches de revenu parental et 12 secteurs. Dans chaque catégorie, on divise à cette fin le nombre d'unités de cohorte DIR dans l'échantillon de tous les déclarants fiscaux de 1998 par le nombre d'unités

effectivement mises en correspondance entre cet ensemble de données et les données DIR. En seconde étape, on multiplie les valeurs de pondération de base par des valeurs de pondération de sexe calculées à l'aide des données du recensement de 1986.

D. Création de l'échantillon 3

J'ai créé mon troisième échantillon d'occupants de logements publics en estimant un modèle probabiliste pour les enfants DIR dont le père et/ou la mère habitaient dans des ensembles de logements publics à code postal. J'ai estimé un modèle par probits pour les probabilités de séjour en logement public entre les ménages qui habitaient uniquement dans des ensembles SLCUT et les ménages qui habitaient dans des secteurs de recensement où il y avait des logements publics, mais non pas dans un ensemble à code postal. Les variables de contrôle étaient l'âge du chef de ménage, le revenu moyen des parents, l'état matrimonial du chef de ménage lorsque l'enfant était âgé de 16 et de 25 ans, un indicateur de participation au régime d'aide sociale et des indicateurs de taille familiale. La figure A1 décrit les densités noyau à partir des probabilités estimées pour l'échantillon en logement public et l'échantillon hors logement public. La proportion d'occupants hors logement public diminue fortement pour les observations avec des probabilités prévues de plus de 0,2. L'échantillon 3 comprend tous les ménages qui habitaient dans des ensembles à code postal avec des probabilités prévues de réception de subventions de plus de 0,25.

La figure A2 présente les densités noyau de l'estimation par probits entre échantillon en logement public et échantillon hors logement public pour le recensement de 1996. Les variables de contrôle sont l'âge et l'état matrimonial du chef de ménage, le revenu familial total, la race, la situation d'immigrant, la participation au régime d'aide sociale, la taille familiale, l'instruction du chef de ménage et la réinstallation du ménage au cours des cinq dernières années. Je limite l'échantillon 3 du recensement aux ménages habitant dans un ensemble à code postal avec des probabilités prévues de plus de 0,15[25].

[25] On peut demander à l'auteur les coefficients tirés des modèles par probits.

Bibliographie

Akerlof, Geoerge A. (1997), "Social Distance and Social Decisions." *Econometrica*, Vol. 65 no.5, 1005-1027.

Akerlof, George A. et Rachel E. Kranton (2000). "Economics and Identity." *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 115 no. 3, 715-53.

Banerjee, Abhijit V (1992). 'A Simple Model of Herd Behavior.' *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, no. 3. 797-817

Benabou, Roland (1996). "Equity and Efficiency in Human Capital Investment: The Local Connection." *Review of Economic Studies*. Vol 63 no. 2, 237-264.

Bernheim, Douglas B. (1994). "A Theory of Conformity." *Journal of Political Economy*. Vol. 102 no. 5 (Oct, 1994) 841-877

Bertrand, M., E. Luttmer et S. Mullainathan (1998). "Network Effects and Welfare Cultures."

Bikhchandani, Sushil, David Hirshleifer, Ivo Welch (1992) "A Thoery of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades." *Journal of Political Economy*. Vol. 100 no. 5, 992-1026.

Borjas, George J. (1995). "Ethnicity, Neighbourhoods, and Human-Capital Externalities." *American Economic Review*, Vol 85, 365-390.

Brock, William et Steven J. Durlauf (2000). 'Interactions-Based Models,' NBER working paper No. T0258.

Brown, B., (1990). 'Peer Groups and Peer Cultures.' In S. Feldman and G. Elliott (eds.), At the Threshold, Cambridge: Harvard University Press.

Brown, B., D. Clasen et S. Eicher(1986). 'Perceptions of Peer Pressure, Peer Conformity Dispositions, and Self-Reported Behavior Among Adolescents.' *Developmental Psychology.*, Vol 22, 521-530

Carroll, Barbara Wake et Ruth J.E. Jones (2000). "Devolution in Housing Policy in Canada." *Canadian Public Policy*. Vol. 26 no. 3, 277-93.

Coleman, James S (1988). "Social Capital in the Creation of Human Capital." *American Journal of Sociology*. Vol. 94, S95-S120.

Cook, K. et A. Demnati (2000). "Weighting the Intergenerational Income Data File." Mimeo, Social Survey Methods Division, Statistics Canada.

Corak, Miles et Andrew Heisz (1999). "The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men." *Journal of Human Resources*. Vol 34 no. 3, 504-33.

Corak, Miles (2001). "Death and Divorce." *Journal of Labor Economics*.Vol. 19 no.3, 682-715

Corcoran, Mary, Roger Gordon, Deborah Laren, et Gary Solon (1991). "The Association Between Men's Economic Status and Their Family and Community Origins." *Journal of Human Resources* Vol. 27, no. 4, 575-601.

Crane, Jonathan (1991). "The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping Out and Teenage Childbearing." *American Journal of Sociology*, Vol. 96 no. 5, 1226-1259.

Dietz, Robert (2000). "Estimation of Neighborhood Effects in the Scoial Sciences: An Interdisciplinary Literature Review." Ohio State University, Urban and Regional Analysis Initiative Working Paper No. 00-3.

Duncan, Greg J. et Stephen W. Raudenbush (1998). "Neighbourhoods and Adolescent Development: How Can We Determine the Links." Joint Center for Poverty Research Working Paper No. 59.

Durlauf, S (1996). "A Theory of Persistent Income Inequality." *Journal of Economic Growth.* Vol 1, 75-93.

Ekos Research Associates Inc (1991). "Final Report for the Survey of Tenants Leaving Public Housing." Canada Mortgage and Housing Corporation working paper series.

Granovetter, Mark (1995). *Getting a Job.* Second Edition Chicago: University of Chicago Press.

Harris, S. et D. Lucaciu (1994) "An Overview of the T1FF Creation." Statistics Canada, unpublished.

Hoxby, Caroline (2000), "Would School Choice Change the Teaching Profession?" NBER working paper no. 7866.

Jacob, Brian (2000). "The Impact of Public Housing Demolitions on Student Achievement in Chicago." Irving B. Harris Graduate School of Public Policy Studies, University of Chicago, mimeo.

Jargowsky, Paul A. (1997). *Poverty and Place: Ghettos, Barrios, and the American City.* Russell Sage Foundation, New York.

Jencks, Christopher et Susan E. Mayer (1990). "The Social Consequences of Growing Up In a Poor Neighborhood." In Lawrence E. Lynn, Jr. and Michael G.H. McGeary (eds.). *Inner City Poverty in the United States*. Washington, D.C.: National Academy Press.

Jones, Stephen R. G. (1984). *The Economics of Conformism*. Oxford: Blackwell.

Katz, Lawrence F., Jeffrey R. Kling et Jeffrey B. Liebman (2001). "Moving to Opportunity in Boston: Early Results of a Randomized Mobility Experiment." *Quarterly Journal of Economics.* Vol. 607-654.

Kling, Jeffrey R., et Mark Votruba (2001) "Mobility of Families in the Gautreaux Housing Assistance Program." Princeton University, mimeo.

Ludwig, Jens, Greg J. Duncan et Paul Hirshfield (2001). "Urban Poverty and Juvenile Crime: Evidence From a Randomized Housing-Mobility Experiment." *Quarterly Journal of Economics* Vol. 116 no.2, 655-680.

Manski, Charles F. (1992). "Identification of Endogenous Social Effect: The Reflection Problem." *Review of Economic Studies.* Vol 60 no.3, 531-542.

Mayer, Christopher J. (1996). "Does Location Matter?" *New England Economic Review.* May/June, 26-40.

Mazumder, Bhashkar (2000). "Earnings Mobility in the US: A New Look at Intergenerational Inequality." Mimeo, University of California at Berkeley, mimeo.

Moffitt, Robert (2001). "Policy Interventions, Low-Level Equilibria, and Social Interactions." In Steven Durlauf and Peyton Young, (eds.), Cambrige Mass.: MIT Press Social Dynamics.

Montgomery, James D. (1991), "Social Networks and Labor-Market Outcomes: Toward and Economic Analysis" *American Economic Review*, Vol. 81 no.5, 1401-1418

Murdie, Robert A. (1994). "Blacks in Near-ghettos? Black Visible Minority Population in Metropolitan Toronto Public Housing Units." *Housing Studies*, Vol. 9, no. 4, 435-57.

Myles, John, Garnett Picot et Wendy Pyper (2000). "Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes." Statistique Canada, Direction des études analytiques, Document de recherche n°160.

Page, Marianne E., et Gary Solon (1999). "Correlations between Brothers and Neighboring Boys in Their Adult Earnings: The Importance of Being Urban." University of California at Davis, mimeo.

Popkin, Susan J., James E. Rosenbaum et Patricia M. Meaden (1993). "Labor Market Experiences of Low-Income Black Women in Middle-Class Suburbs: Evidence from a Survey of Gautreaux Program Participants." *Journal of Policy Analysis and Management.* Vol. 12 no. 3, 556-573.

Rosenbaum, James E. (1995). "Changing the Geography of Opportunity by Expanding Residential Choice: Lessons from the Gautreaux Program." *Housing Policy Debate.* Vol. 6, no. 1, 231-269.

Rosenbaum, James E., Stefanie DeLuca, et Shazia Miller (1999). "The Long-Term Effects of Residential Mobility on AFDC Receipt: Studying the Gautreaux Program with Administrative Data." paper presented at the conference on neighborhood effects, Joint Center for Poverty Research, University of Chicago, Northwestern University.

Sah, Raaj K. (1991). "Social Osmosis and Patterns of Crime." *Journal of Political Economy.* Vol. 99 no. 6, 1272-1295.

Smith, Nancy (1995). "Challenges of Public Housing in the 1990s: The Case of Ontario, Canada." *Housing Policy Debate.* Vol. 6 no. 4, 905-31.

Solon, Gary, Marianne Page, et Greg Duncan (2000) "Correlations between Neighboring Children in Their Subsequent Educational Attainment." *Review of Economics and Statistics.* Vol. 82 no.3, 383-92.

Solon, Gary (1992) "Intergenerational Income Mobility in the United States." *American Economic Review* Vol 82 No.3, 393-408.

Votruba, Mark et Jeffery Kling (1999). "Mobility of Families in the Gautreaux Housing Assistance Program." Princeton University, mimeo.

Wilson, William J. (1987). *The Truly Disadvantaged.* Chicago: University of Chicago Press.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* **par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)**

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)**

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)**

- A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
- F. *n/a*
- G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* **par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)**

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)**

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* **par Ted Wannell (1989)**

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* **par Douglas F. Trant (1989)**

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* **par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)**

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)**

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* **par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)**

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* **par Theodore M. Horbulyk (1990)**

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* **par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)**

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* **par Paul K. Gorecki (1990)**

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* **par Michael C. Wolfson (1991)**

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* **par René Morissette (1991)**

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)**

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation **par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)**

N° 61 Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990) **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)**

N° 62 Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis **parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92 **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises **par John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)**

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)**

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (Novembre 1995)**

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* **par John R. Baldwin (Octobre 1996)**

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)**

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)**

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* **par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)**

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)**

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* **par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)**

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* **par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)**

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* **par Andrew Heisz (Novembre 1996)**

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)**

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* **par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)**

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)**

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* **par Zhengxi Lin** *et* **Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?, **par Garnett Picot (Juillet 1998)**

N° 117 Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)**

N° 118 La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger **par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)**

N° 119 L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis **par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)**

N° 120 Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie? Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie **par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)**

N° 121 Un portrait des entrées et des sorties **par John Baldwin (Juin 1999)**

N° 122 Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle **par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)**

N° 123 L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises **(John Baldwin)**

N° 124 Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis **par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)**

N° 125 L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 126 Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment? **par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)**

N° 127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques **par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)**

N° 128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises **par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)**

N° 129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 **par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)**

N° 130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux **par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)**

N° 131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés **par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)**

N° 132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? **par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)**

N° 133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada **par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)**

N° 134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)**

N° 135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N° 136 À venir

N° 137 Innovation, formation et réussite **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N° 138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N° 139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N° 140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? **par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)**

N° 141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, **Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)**

No 142 Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel, **par Ross Finnie (Août 2000)**

N° 143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises **par Guy Gellatly (Décembre 1999)**

N° 144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus **par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)**

N° 145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? **par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)**

N° 146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? **par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)**

N° 147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés **par John Myles (Le 6 mars 2000)**

N° 148 Le marché du travail des années 1990 **par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)**

N° 149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes **par Zhengxi Lin (Août 2001)**

N° 150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada **par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)**

N° 151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada **par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)**

N° 152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir **par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)**

N° 153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, **par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)**

N° 154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, **par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)**

N° 155 *Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990* ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N° 156 *Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens,* ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N° 157 *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada,* ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N° 158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N° 159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N° 160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 *Intensité de la faiblesse du revenu chez les Canadiens des régions urbaines et rurales de 1993 à 1997,* ***par Andrew Heisz*** *(À venir)*

N° 162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh*** *(À venir)*

N° 163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N° 164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N° 165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N° 166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N° 167 *À venir*

N° 168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)***

N° 169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* ***John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* ***Andrew Heisz (Mai 2001)***

N° 171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* ***Miles Corak (Octobre, 2001)***

N° 172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (Decembre 2001)***

N° 173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* ***John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)***

N° 174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N° 175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N° 176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N° 177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N° 179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N° 180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N° 181 *Qui a raison des parents ou des enfants?Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* ***Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps*** *(À venir)*

N° 183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)***

N° 184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

N° 185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* ***Philip Oreopoulos (Juin 2002)***

N°. 186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Le 1 mai 2002)***

N°. 187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

N°. 188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel*** *(À venir)*

N°. 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard*** *(mai 2002)*

N°. 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly*** *(mai 2002)*